

CD في الداخل



النظام الإحصائي

SPSS

فهم وتحليل البيانات الإحصائية

الأستاذ عباس الطلافحة

ماجستير في الإحصاء

الدكتور محمد بلال الزعبي

دكتوراه في الحاسوب

الجامعة الأردنية



نشر بدعم من الجامعة الأردنية

الفصل الثامن

تحليل التباين (ANOVA) Analysis of Variance

٨-١ مقدمة

عرفنا في الفصل السابق أن اختبار T يستخدم لاختبار تساوي متوسطين ، ولكن السؤال الذي يطرح نفسه : ماذا لو أردنا اختبار مساواة ثلاثة متوسطات أو أكثر؟ يستخدم تحليل التباين في أبسط حالاته لفحص مساواة متوسطين أو أكثر، وقد تستخدم الرسوم البيانية لتوضيح نتائج هذا الاختبار، كأن نستخدم مثلاً الرسم البياني من نوع *Box Plot* لتوضيح نتائج المقارنة بين متوسط أكثر من عيتين من العينات المستقلة.

٨-٢ تحليل التباين الأحادي (One Way ANOVA)

يسمى تحليل التباين بتحليل التباين الأحادي إذا كان لكل فرد من أفراد العينة علامة على متغيرين، الأول يسمى المتغير العامل *Factor* أو المتغير المستقل *Independent Variable* وهو متغير من النوع الاسمي *Nominal* أو الترتيبي *Ordinal* له عدد من الفئات المحددة ، وهو المتغير الذي من خلاله سيتم تقسيم العينة الكلية الى عدد من العينات التي يراد مقارنة متوسطاتها. أما المتغير الآخر الذي يسمى بالمتغير التابع *Dependent Variable* فهو متغير من النوع الكمي المتصل ، وهو المتغير الذي سيتم فحص مساواة متوسطه لكل فئة من فئات المتغير العامل.

والهدف الاساسي من تحليل التباين كما ذكرنا سابقا هو مقارنة متوسطات متغير كمي يسمى المتغير التابع في كل فئة من فئات المتغير العامل *Factor* ، وفحص ما إذا كانت

هذه المتوسطات متساوية مقابل متوسطين غير متساويين على الأقل ، فإذا رفضت الفرضية التي تقول ان متوسطات هذه الفئات متساوية فأى هذه المتوسطات متساوية وأيها غير متساوية؟ تستخدم المقارنات البعدية *Post Hoc* لمقارنة متوسطات المتغير التابع لكل زوجين من الفئات على حدة فإذا كان عدد الفئات الكلية ثلاثة فإن عدد المقارنات البعدية سيكون ثلاث مقارنات ، وبالتحديد ستكون هذه المقارنات بين المجموعتين الاولى و الثانية وبين المجموعتين الاولى والثالثة وبين المجموعتين الثانية والثالثة.

ولاختبار مساواة متوسطات المجموعات يتم تقسيم التباين الكلي للمتغير التابع الى مركبتين الاولى معروفة المصدر وتسمى بين المجموعات (*Between Groups*) ومصدرها الفروقات بين متوسطات المجموعات ، فإذا كان هذا الجزء كبيراً فإن متوسطات المجموعات غير متساوية! والثانية داخل المجموعات (*Within Groups*) وهي الجزء غير معروف المصدر الذي يسمى بعض الاحيان الباقي *Residuals* أو الخطأ *Error*.

متى نرفض الفرضية التي تقول: إن متوسطات المجموعات متساوية؟ نرفض هذه الفرضية اذا كانت نسبة التباين بين المجموعات (معروف المصدر) الى التباين داخل المجموعات (غير معروف المصدر) كبيراً! انظر شكل (٨-١). وهذه النسبة تسمى (قيمة F) ، فإذا كانت قيمة F كبيرة كفاية فإن متوسطات المتغير التابع للمجموعات غير متساوية، ولكن الى أي حد تعتبر قيمة F كبيرة حتى نرفض الفرضية التي تقول إن متوسطات المجموعات متساوية؟

نقول ان قيمة F كبيرة كفاية إذا كانت المساحة فوقها (مستوى دلالتها Sig) أقل من المستوى المقبول لدينا (α) والتي غالباً ما تكون مساوية (٠,٠٥)، فإذا كانت قيمة Sig أقل من ٠,٠٥ $\alpha =$ فإن متوسطات المجموعات غير متساوية، وإذا كانت قيمة Sig اكبر من α فإن متوسطات المجموعات متساوية.

Source of Variation (مصدر التباين)	Sum of Squares ١ (مجموع المربعات)	Df (درجات الحرية)	Mean Square ٢ (متوسط المربعات)	F (قيمة F)	Sig. (مستوى الدلالة)
Between Groups	مجموع مربعات بين المجموعات	عدد المجموعات - ١	متوسط مربعات بين المجموعات	متوسط مربعات بين المجموعات	مستوى دلالة قيمة F
Within Groups	مجموع مربعات بين المجموعات	حجم العينة - عدد المجموعات	متوسط مربعات بين المجموعات	متوسط مربعات بين المجموعات	
Total	مجموع المربعات الكلي	حجم العينة - ١			

شكل (٨-١) : تحليل التباين الاحادي One Way ANOVA

مثال : يريد أحد الباحثين معرفة أثر تناول دواء يحتوي على فيتامين ج على عدد ايام الرشح التي تصيب الفرد.

استخدم هذا الباحث ثلاثين شخصا من المتطوعين ، وقام بقياس عدد الايام التي أصيب بها الشخص بالرشح خلال السنة الأولى ودون اعطاء أي جرعات من فيتامين ج ، وفي السنة الثانية قام بتقسيم افراد العينة الى ثلاث مجموعات :

المجموعة الأولى (Group 1) اعطيت أقراصاً لا تحتوي على فيتامين ج.

المجموعة الثانية (Group 2) اعطيت أقراصاً تحتوي على جرعة قليلة من فيتامين ج.

المجموعة الثالثة (Group 3) أعطيت أقراصاً تحتوي على جرعة عالية من فيتامين ج.

ثم قام بحساب عدد الايام التي أصيب بها الشخص بالرشح خلال السنة الثانية. وقام بإدخال بياناته الى الحاسوب على شكل متغيرين الأول العامل *Factor* الذي يحتوي على رقم المجموعة التي ينتمي اليها الفرد، والثاني ؛ المتغير التابع الذي يحتوي على الفرق بين عدد ايام الرشح التي أصيب فيها المتطوع في السنة الثانية مطروحا منها عدد ايام الرشح التي أصيب فيها المتطوع في السنة الاولى.

٨-٢-١ الشروط الواجب توافرها قبل اجراء تحليل التباين:

الشرط الاول : يجب ان يكون توزيع المتغير التابع طبيعياً *Normally Distributed* لكل مجتمع من مجتمعات (مجموعات) المتغير العائلي . *Factor* وقد وجد من خلال الابحاث أن عدم تحقق هذا الشرط لا يؤثر كثيراً في نتيجة تحليل التباين، بشرط زيادة حجم العينة بحيث تزيد على ١٥ فرداً لكل مجموعة ، وبهذه الحالة قد تكون نتيجة تحليل التباين دقيقة الى حد ما حتى لو كان توزيع المتغير التابع ليس طبيعياً.

الشرط الثاني : يجب أن يكون تباين المتغير التابع متساوياً لكل مجتمع من مجتمعات المتغير العائلي *Factor* ، وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة تحليل التباين لن تكون موثوقاً بها . أما المقارنات البعدية فمن الممكن استخدام بعض الطرائق التي لا تشترط تساوي التباين مثل اختبار *Dunnett's C*.

الشرط الثالث : يجب أن تكون العينات من كل مجتمع من مجتمعات المتغير العائلي عشوائية. و أن تكون قيم المتغير التابع مستقلة عن بعضها لكل فرد من أفراد العينات. ولن تكون نتائج تحليل التباين موثوقاً بها اذا لم يتحقق هذا الشرط.

وإذا لم تتحقق الشروط الواجب توافرها لاستخدام تحليل التباين وخصوصاً الشرطين الثاني والثالث فإن من الأفضل استخدام بعض الطرائق غير المعلمية *Nonparametric* التي لا يتطلب استخدامها تحقق الشروط السابقة مثل اختبار كروسكال-والس *Kruskal-Wallis*.

٨-٢-٢ إجراء تحليل التباين الأحادي One Way ANOVA

سنستخدم البيانات الموجودة في الملف *One Way Anova data file* التي تمثل البيانات الموضحة في المثال السابق ، حيث يمثل متغير *Group* المتغير العائلي الذي يحتوي على ثلاث مجموعات (فئات) كما يلي :

Placebo = 1 (بدون فيتامين ج).

Low doses of vitamin C = 2 (جرعة قليلة من فيتامين ج).

High doses of vitamin C = 3 (جرعة عالية من فيتامين ج).

ويمثل متغير *Diff* المتغير التابع الذي يحتوي على الفرق بين عدد أيام الرشع في السنة الثانية مطروحا منها عدد أيام الرشع في السنة الأولى.

ويمكن صياغة أسئلة الدراسة بإحدى الطريقتين التاليتين:

١. الفروق بين المتوسطات: هل يختلف عدد الأيام التي تصيب الشخص بالرشع سنويا باختلاف كمية فيتامين ج التي يتناولها الشخص؟.

٢. علاقة بين متغيرين: هل هناك علاقة بين كمية فيتامين ج التي يتناولها الشخص وبين عدد الأيام التي تصيبه بالرشع سنويا؟.

يجب أولا وقبل إجراء تحليل التباين الأحادي ، التحقق من الشروط التي يجب توافرها قبل إجراء هذا التحليل ، ويتم ذلك باستخدام اختبار ليفين لتمثيل التباينات (*Levene's homogeneity of variances test*) والمتوافر في إجراء تحليل التباين نفسه ، كما يمكن استخدام الإجراء الإحصائي (*Explore* راجع فصل الإحصاء الوصفي) لفحص توافر جميع شروط تحليل التباين. فإذا لم يتحقق الشرط الأول (يجب أن يكون توزيع المتغير التابع طبيعيا *Normally Distributed* لكل مجتمع من مجتمعات المتغير العاملي (*Factor*) ، ويمكن استخدام بعض الطرائق البديلة التي لا تشترط التوزيع الطبيعي (تسمى الطرائق غير المعلمية (*Nonparametric Statistics* مثل اختبار كروسكال-والس للعينات المستقلة *K-Independent Sample Kruskal-Wallis Test* ، علما أن نتيجة تحليل التباين لا تتأثر كثيرا بتحقيق أو عدم تحقق هذا الشرط ، فإذا لم يتحقق فإن نتيجة تحليل التباين يمكن الاعتماد عليها ، على خلاف من عدم تحقق الشرطين الثاني والثالث (راجع شروط تحليل التباين) فإن نتيجة تحليل التباين لا يمكن الاعتماد عليها.

ولإجراء تحليل التباين تتبع الخطوات التالية:

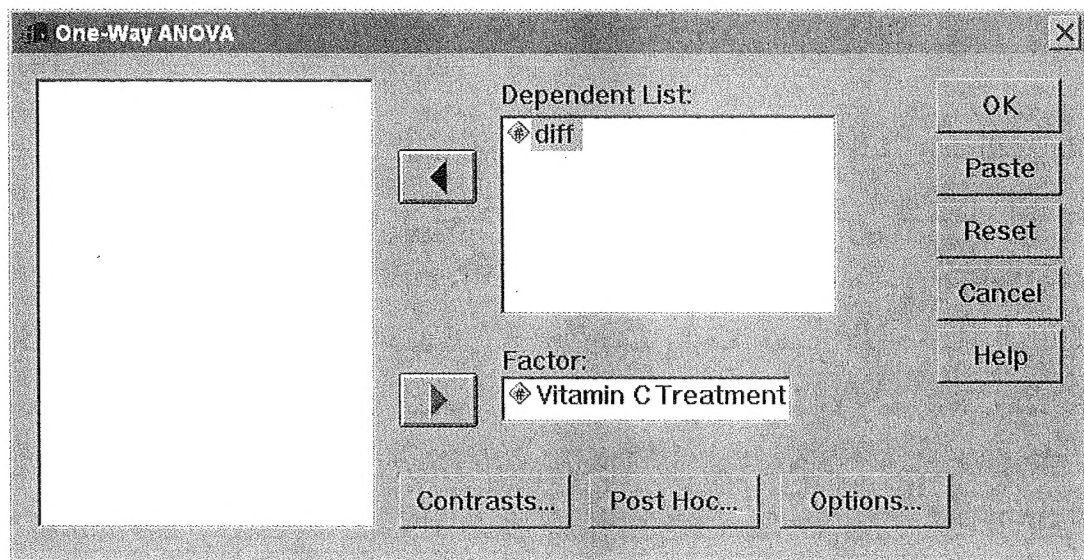
١. افتح الملف *One Way Anova data file*.

٢. انقر قائمة *Analyze* ثم انقر *Compare Means*.

٣. اختر إجراء تحليل التباين الأحادي *One- Way ANOVA* ستظهر لك شاشة حوار *One-Way ANOVA* المبين في شكل (٨-٢).

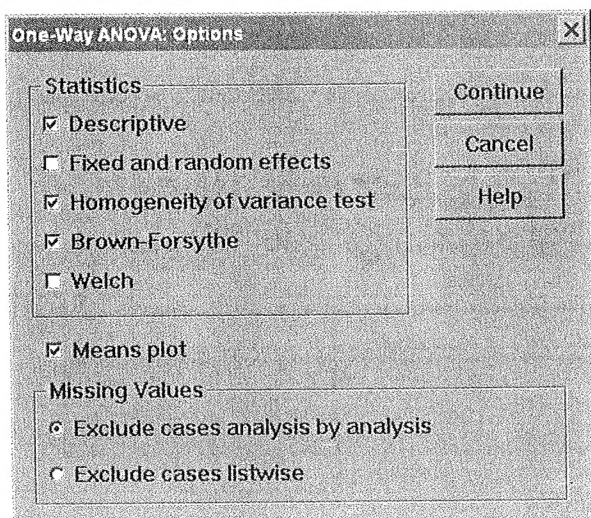
٤. انقر على اسم المتغير التابع (*diff*) الموجود في قائمة المتغيرات إلى اليسار، ثم انقر السهم (العلوي لنقل هذا المتغير إلى قائمة تابع (*Dependent List*) ، انظر شكل (٨-٢).

٥. انقر على اسم المتغير العائلي (*group*) الموجود في قائمة المتغيرات الى اليسار، ثم انقر السهم (السفلي) لنقل هذا المتغير الي قائمة عائلي (*Factor*) ، انظر شكل (٨-١-٢). لاحظ أنه يمكنك اختيار متغير عائلي واحد في الإجراء الواحد، بينما يمكنك اختيار أكثر من متغير تابع في الإجراء نفسه ، وسيقوم برنامج *SPSS* بإجراء تحليل تباين أحادي لكل متغير تابع على حده .



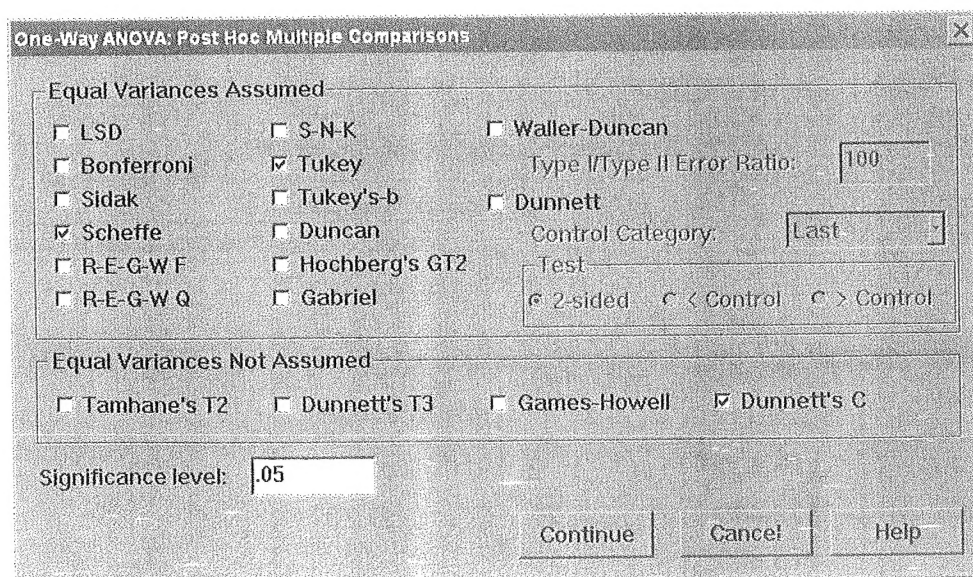
شكل (٨-٢): شاشة الحوار One-Way ANOVA

٦. انقر مفتاح **Options** ستظهر لك شاشة الحوار المبين في شكل (٨-٣).
٧. اختر حساب الإحصاءات الوصفية بالنقر على مربع الاختيار المقابل للخيار **Descriptives**.
٨. لفحص تماثل تباين المجموعات (الشرط الثاني) انقر على مربع الاختيار المقابل للخيار **Homogeneity of Variances**، كما يمكنك اختيار اختبار *Brown-Forsythe* أو اختبار *Welch* الذين يستخدمان كبديلين عن اختبار *F* في تحليل التباين الاحادي وذلك في حالة عدم تحقق شرط تماثل التباين ٣ .
٩. يمكن النقر على مربع **Means Plot** لعمل رسم بياني يمثل الفروقات بين متوسطات المتغير المستقل لكل فئة من فئات المتغير *Factor*، انظر شكل (٨-٥و).



شكل (٨-٣) مربع الاختيار
One-Way ANOVA: Options

٩. انقر مفتاح Continue ، ستعود الى شاشة الحوار. One-Way ANOVA.
١٠. انقر مفتاح الاختبارات البعدية Post Hoc ، سيظهر لك مربع الاختيارات Post Hoc Multiple Comparisons المبين في الشكل (٨-٤).
١١. اختر واحدة أو أكثر من هذه الطرائق بالنقر على المربع المقابل. تذكر أن هناك مجموعتين من الاختبارات البعدية من حيث اشتراط تجانس التباين لكل زوج من الأزواج التي سيتم اختبارها، فالجزء العلوي يشترط تجانس التباين لمجموعات المتغير العملي Equal Variances Assumed ، في حين ان الجزء السفلي لا يشترط تجانس التباين Equal Variances Not Assumed لكل زوج من فئات المتغير العملي. وعادة ما يستخدم اختبار شيفيه Scheffe أو توكي Tukey من الجزء الاول واختبار Dunnett's C من الجزء الثاني.



شكل (٨-٤) شاشة الحوار One-Way ANOVA Post Hoc Multiple Comparisons

١٢. انقر مفتاح Continue، ستعود الى شاشة الحوار. One-Way ANOVA.

١٣. انقر مفتاح Ok، سيقوم برنامج SPSS بإجراء الحسابات اللازمة ثم ستظهر نتيجة تحليل التباين الأحادي في شاشة حوار النتائج Output Navigator كما هو واضح من أشكال ٥-٨.

Oneway

Descriptives

		Mean	Std. Deviation	Std. Error	95% Confidence Interval for Mean		Minimum	Maximum
					Lower Bound	Upper Bound		
placebo	10	3.50	4.143	1.310	.54	6.46	-2	12
Low doses of vitamin C	10	-2.10	4.067	1.286	-5.01	.81	-9	5
high doses of vitamin C	10	-2.00	5.477	1.732	-5.92	1.92	-7	6
Total	30	-2.0	5.182	.946	-2.14	1.74	-9	12

شكل (٥-٨ أ): نتائج تحليل التباين الأحادي؛ الإحصاءات الوصفية للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العاملي.

Test of Homogeneity of Variances

DIFF

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
1.343	2	27	.278

شكل (٥-٨ ب): نتائج تحليل التباين الأحادي؛ نتائج اختبار ليفين لفحص تجانس التباين لفئات المتغير العاملي.

ANOVA

DIFF

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	205.400	2	102.700	4.836	.016
Within Groups	573.400	27	21.237		
Total	778.800	29			

شكل (٥-٨ ج): نتائج تحليل التباين الأحادي؛ فحص فرضية الدراسة

Robust Tests of Equality of Means

DIFF

	Statistic ^a	df1	df2	Sig.
Welch	5.362	2	17.739	.015
Brown- Forsythe	4.836	2	24.879	.017

a. Asymptotically Fdistributed.

شكل (٨-٥ د): نتائج اختباري Welch و Brown-Forsythe

Post Hoc Tests

Multiple Comparisons

Dependent Variable: DIFF

			Mean Difference (I-J)	Std.Error	Sig.	95% Confidence Interval	
						Lower Bound	Upper Bound
Scheffe	placebo	Low doses of vitamin C	5.60*	2.061	.038	.26	10.94
		high doses of vitamin C	5.50*	2.061	.042	.16	10.84
	Low doses of vitamin C	placebo	5.60 *	2.061	.038	-10.94	-.26
		high doses of vitamin C	-.10	2.061	.999	-5.44	5.24
	high doses of vitamin C	placebo	-5.50*	2.061	.042	-10.84	-.16
		Low doses of vitamin C	.10	2.061	.999	-5.24	5.44
Dunnett C	placebo	Low doses of vitamin C	5.60*	1.836		.47	10.73
		high doses of vitamin C	5.50	2.172		-.56	11.56
	Low doses of vitamin C	placebo	-5.60*	1.836		-10.73	-.47
		high doses of vitamin C	-.10	2.157		-6.12	5.92
	high doses of vitamin C	placebo	-5.50	2.172		-11.56	.56
		Low doses of vitamin C	.10	2.157		-5.92	6.12

*. The mean difference is significant at the .05 level.

شكل (٨-٥ هـ): نتائج تحليل التباين الأحادي؛ نتائج اختبار شيفيه و دونت س للفروقات البعدية Scheffe and Dunnett C Post Hoc Tests

Homogeneous Subsets

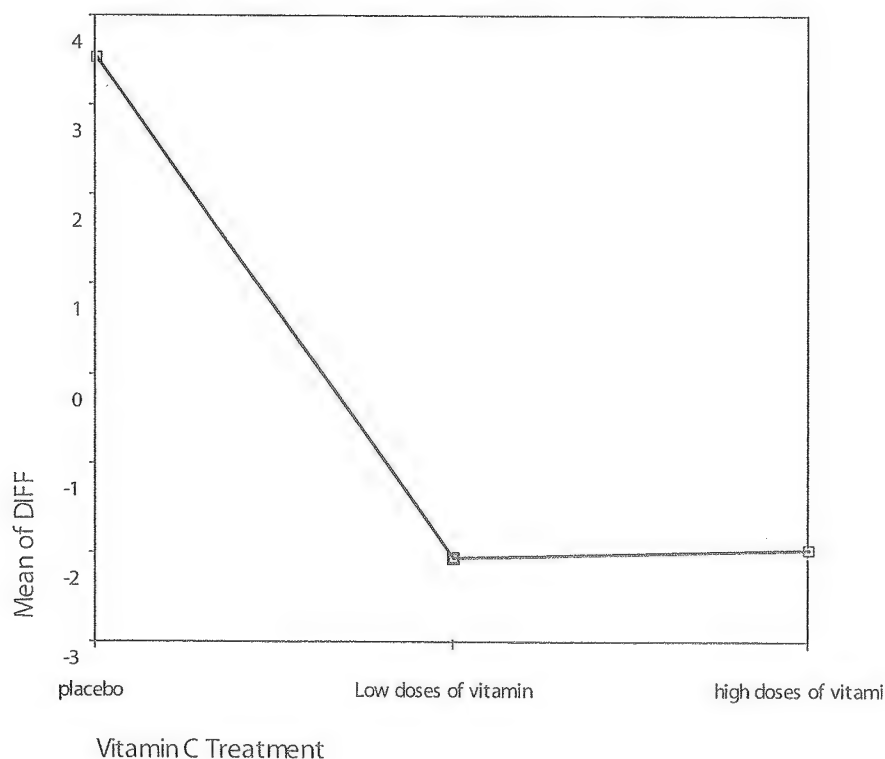
DIFF

Vitamin C Treatment		N	Subset for alpha = .05	
			1	2
Scheffe ^a	Low doses of vitamin C	10	2.10	
	high doses of vitamin C	10	2.00	
	placebo	10		.50
	Sig.		.999	.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 10.000.

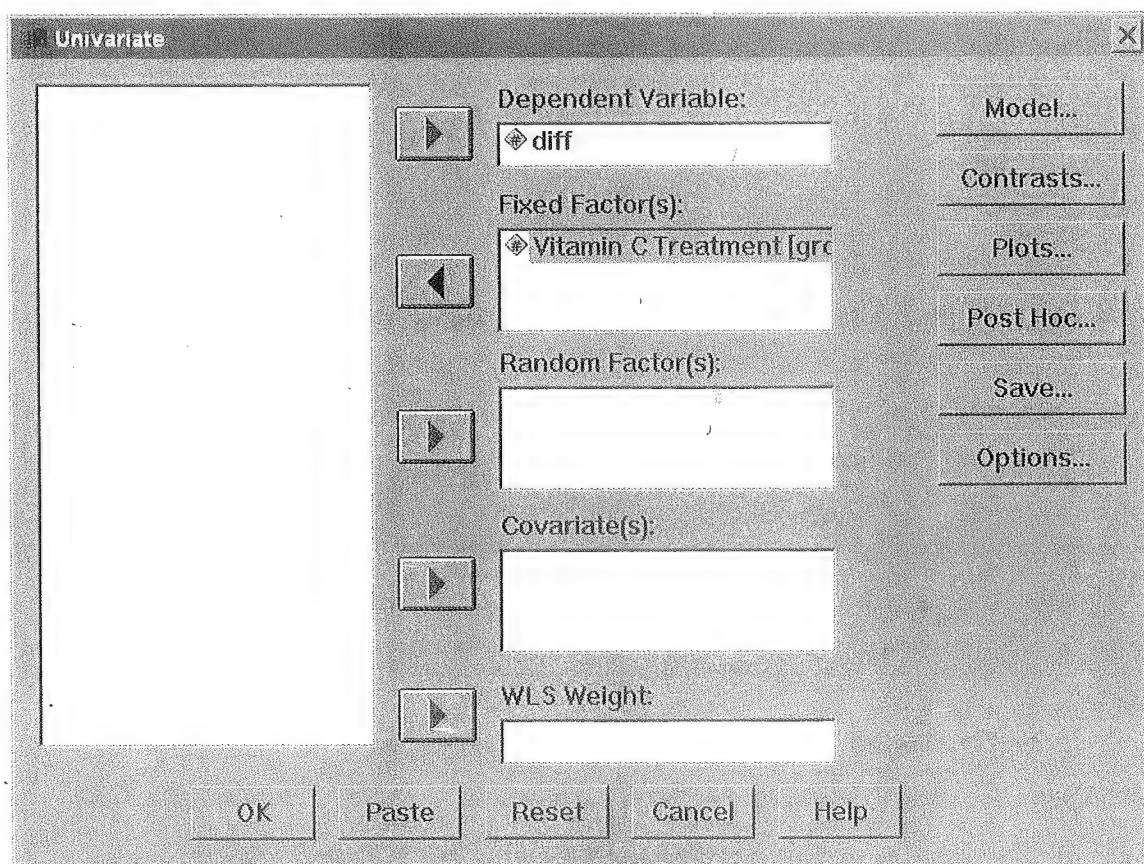
شكل (٨-٥): نتائج تحليل التباين الأحادي؛ نتائج اختبار شيفيه للفروقات البعديه Scheffe
Post Hoc Test؛ المجموعات المتماثلة



شكل (٨-٥ ز): نتائج تحليل التباين الأحادي؛ رسم فروقات متوسطات Means plot المتغير
التابع لكل فئة من فئات المتغير المستقل Factor

ويمكن استخراج نتائج تحليل التباين الأحادي بطريقة أخرى هي استخدام الإجراء الاحصائي General Linear Model كما يلي:

١. انقر قائمة Analyze ثم انقر الإجراء General Linear Model ثم انقر Univariate ستظهر لك شاشة الحوار المبينة في شكل (٦-٨).



شكل (٦-٨): مربع Univariate

٢. انقر اسم المتغير التابع (*diff*) ثم انقر ► لنقله الى مربع Dependent Variable انظر شكل (٦-٨).

٣. انقر اسم المتغير العائلي (*group*) ثم انقر ► لنقله الى مربع Fixed Factor(s) انظر شكل (٦-٨).

٤. انقر مفتاح الاختيار Option سيظهر لك شاشة الحوار Univariate: Options المبين في شكل (٧-٨).

Univariate: Options

Estimated Marginal Means

Factor(s) and Factor Interactions:

(OVERALL)
group

Display Means for:

group

☐ Compare main effects

Confidence interval adjustment:

LSD (none)

Display

☐ Descriptive statistics

☐ Estimates of effect size

☐ Observed power

☐ Parameter estimates

☐ Contrast coefficient matrix

☐ Homogeneity tests

☐ Spread vs. level plot

☐ Residual plot

☐ Lack of fit

☐ General estimable function

Significance level: .05

Confidence intervals are 95%

Continue Cancel Help

شكل (٧-٨): مربع الاختيار GML-General Factorial: Options

٥. انقر متغير *group* في مربع Factor(s) and Factor Interaction ثم انقر ► لنقله إلى مربع Display Means for انظر شكل (٧-٨).
٦. انقر Homogeneity Tests الموجود في مربع Diagnostics وذلك لفحص تماثل تباين فئات المتغير العاملي *group*.
٧. انقر Continue ستعود إلى مربع Univariate .
٨. انقر مفتاح Post Hoc سيظهر لك مربع Post Hoc Multiple Comparisons المبين في شكل (٨-٨).

Univariate: Post Hoc Multiple Comparisons for Observed Means

Factor(s):
group

Post Hoc Tests for:
group

Continue
Cancel
Help

Equal Variances Assumed

☐ LSD ☐ S-N-K ☐ Waller-Duncan
☐ Bonferroni ☒ Tukey Type I/Type II Error Ratio: 100
☐ Sidak ☐ Tukey's-b ☐ Dunnett
☒ Scheffe ☐ Duncan Control Category: Last
☐ R-E-G-W F ☐ Hochberg's GT2 Test
☐ R-E-G-W Q ☐ Gabriel ☒ 2-sided ☐ < Control ☐ > Control

Equal Variances Not Assumed

☐ Tamhane's T2 ☐ Dunnett's T3 ☐ Games-Howell ☒ Dunnett's C

شكل (٨-٨): شاشة الحوار

Univariate:Post Hoc Multiple Comparisons for Observed Means

٩. انقر اسم المتغير العامل الموجود في قائمة Factor(s) ثم انقر ► لنقله الى مربع Post Hoc Tests for: وذلك لإجراء الاختبارات البعدية لفئات هذا المتغير.

١٠. اختر اختبار شيفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variances Not Assumed .

١١. اختر اختبار دونت س Dunnett's C من قائمة الاختبارات البعدية التي لا تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variances Not Assumed .

١٢. انقر Continue ، ستعود الى مربع Univariate .

١٣. انقر Ok .

سيقوم برنامج SPSS بحساب النتائج التالية كما هو موضح في أشكال (٨-٥٤).

١. الإحصاءات الوصفية Descriptive المبينة في الشكل (٨-١٥) ، وهي بالتحديد كما يلي: المتوسطات الحسابية Mean والانحرافات المعيارية Std. Deviation والخطأ المعياري Std. Error وفترات الثقة ٩٥٪ Confidence Interval for Mean وأقل قيمة

Minimum وأكبر قيمة *Maximum* للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العائلي. وهذه نتائج اختيار *Descriptive* في الخطوة رقم ٧.

٢. اختبار تجانس التباين *Test of Homogeneity of Variances* الموضحة في شكل (٨-٨) (ب) ، وهي نتيجة اختيار *Homogeneity of Variances* في الخطوة رقم ٨ ، وفيه يظهر أن تباين المجموعات متساوية ، حيث كانت قيمة *Sig.* أكبر من مستوى الدلالة $(\alpha=0,05)$.

٣. نتيجة تحليل التباين الأحادي في الشكل (٨-٥ ج) ، وفيه يظهر وجود فروق ذات دلالة احصائية على مستوى أقل من $\alpha=0,05$ ، حيث كانت قيمة مستوى الدلالة *Sig.* أقل من $0,05$ ، نتيجة اختبائي *Welch* و *Brown-Forsythe* في الشكل (٨-٥ د) ، في هذا المثال فإن هذين الاختبارين لا يستخدمان كون نتيجة ثمال التباين *Homogeneity of Variances* تشير الى ان تباين المجموعات متماثلة.

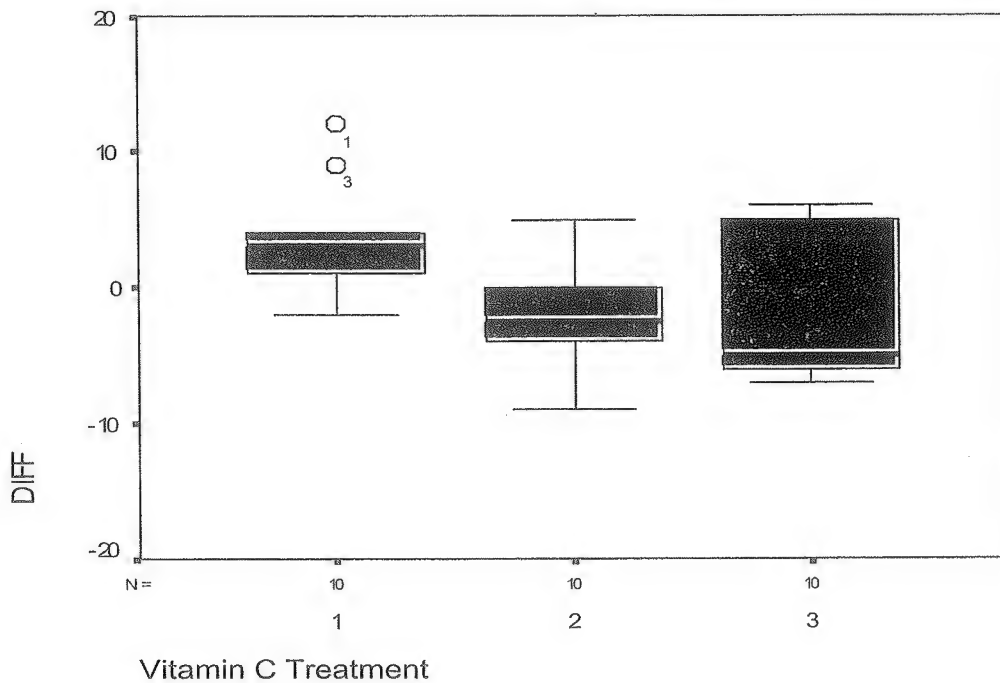
٤. نتائج اختبائي شيفيه ودونت س *Scheffe and Dunnett's C* للمقارنات البعدية *Post Hoc* الموضحة في شكل (٨-٥ هـ) ، وهي إحدى نتائج اختيار المقارنات البعدية *Post Hoc Test* في الخطوة رقم ١٠ و ١١ ، من خلال نتائج اختبار تجانس التباين *Homogeneity of Variances* الموضحة في شكل (٨-٥ ب) تبين أن التباينات متماثلة (انظر ٢ اعلاه) ، وبالتالي يمكن استخدام نتائج أحد الاختبارات البعدية التي تشترط تجانس التباينات وهو اختبار شيفيه *Scheffe* في هذا المثال ، إلا أن الرسم البياني *Box Plot* الموضحة نتائجه في شكل (٨-٩) يبين عدم تجانس التباينات للمجموعات خلافاً لنتيجة اختبار تجانس التباينات ، ويعود السبب في ذلك الى صغر حجم العينة البالغ ١٠ افراد في كل مجموعه (فئة) ، وبالتالي فإن الأفضل استخدام أحد الاختبارات البعدية التي لا تشترط تجانس التباينات وهو اختبار دونت س *Dunnett's C* في هذا المثال. ويتضح من هذا الشكل (الجزء الاسفل) أن مصادر الفروق التي أظهرها تحليل التباين الأحادي في شكل (٨-٥ ج) كانت بين المجموعة الاولى (الذين تناولوا أقراصاً لا تحتوي على فيتامين) من جهة وبين كل من المجموعة الثانية (الذين تناولوا أقراصاً تحتوي على جرعة قليلة من فيتامين ج) والمجموعة الثالثة (الذين تناولوا أقراصاً تحتوي على جرعة كبيرة من فيتامين ج) من جهة أخرى . لاحظ اشارة النجمة * الموجودة في عمود الفروق بين وسطي المجموعتين *I Mean* و *J Mean*

Difference (I-J) حيث تبين النتائج أن مقدار الفرق بين المجموعتين الأولى والثانية بلغ ٥,٦٠ ، وهذا الفرق دال إحصائياً على مستوى أقل من $\alpha = ٠,٠٥$ كما تشير إشارة النجمة ، وقد بلغ الفرق بين متوسط المجموعة الأولى والمجموعة الثالثة ٠,٥٠ وهو أيضاً ذو دلالة إحصائية على مستوى أقل من $\alpha = ٠,٠٥$ ، في حين بلغ الفرق بين متوسطي المجموعتين الثانية والثالثة ٠,١ وهو غير دال إحصائياً (لا توجد إشارة نجمة مقابل الفرق بين هاتين المجموعتين)، أي لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين اللتين تناولتا كميات من فيتامين ج سواء كانت قليلة أم كميات كبيرة من حيث عدد الأيام التي يصاب بها الشخص بالرشح خلال السنة. وقد أكملت نتيجة اختبار شيفيه للمقارنات البعدية *Scheffe Post Hoc Test* في شكل (٨-٥ و) (*Homogeneous Subsets*) حيث أظهرت تلك المجموعات التي لم يكن بينها اختلاف (المجموعتان الثانية والثالثة) التي ظهرت متوسطاتها البالغة -٢,١٠ و -٢,٠٠ على التوالي في العمود (١) نفسه في حين ظهر متوسط المجموعة الأولى في العمود رقم (٢) مما يدل على اختلاف في عدد الأيام التي يصاب بها الشخص بالرشح خلال السنة عن بقية المجموعات ، فقد بلغ متوسط هذه المجموعة ٣,٠٥ .

٥. نتيجة رسم متوسطات المجموعات في الشكل (٨-٥) الذي يظهر فيه تقارب متوسطي المجموعتين اللتين تناولتا جرعة من فيتامين س سواء كانت قليلة (*Low doses of vitamin*) أو تلك التي تناولتا جرعة عالية من الفيتامين (*High doses of vitamin*) واختلاف متوسطي هاتين المجموعتين عن تلك المجموعة التي لم تتناول فيتامين س (*Placebo*)

٨-٢-٣ استخدام الرسومات البيانية لتوضيح نتائج تحليل التباين الأحادي.

لتوضيح نتائج تحليل التباين الأحادي قد تستخدم بعض الرسومات البيانية كتلك المستخدمة لتوضيح نتائج اختبار *T* . فمثلاً قد يستخدم الرسم البياني من النوع *Box Plot* لتوضيح توزيع المتغير التابع لكل مجموعة من مجموعات (فئات) المتغير العامل. وقد استخدم هذا الرسم لتوضيح التغير في عدد الأيام التي يصاب بها الشخص بالرشح لكل مجموعة من المجموعات الثلاث التي تناولتا جرعات مختلفة من فيتامين ج ، وقد وضحت نتائج هذا الرسم البياني في شكل (٨-٩).



شكل (٨-٩): الرسم البياني Box Plot للتغير في عدد أيام الرش diff لكل فئة من فئات متغير Group

يتضح من الشكل (٨-٩) ان توزيع التغير في عدد أيام الرش يختلف من فئة الى أخرى ، فهو عال بالنسبة للمجموعة (الفئة) الأولى التي تناولت أقراصاً لا تحتوي على فيتامين ج ، ويتبين أن هناك تشابهاً في متوسط التغير في عدد الأيام التي تصيب الأشخاص الذين تناولوا أقراصاً فيها جرعة متوسطة من فيتامين ج (المجموعة ٢) و الأشخاص الذين تناولوا أقراصاً فيها جرعة عالية من فيتامين ج (المجموعة الثالثة). إلا أن هناك ميلاً للقيم الصغيرة في المجموعة الثالثة (توزيع المجموعة الثالثة ملتو الى اليسار) أكثر من المجموعة الثانية مع ملاحظة أن تشتت المجموعة الثالثة أكثر من تشتت المجموعة الثانية. ومن هنا نستطيع استنتاج ما يلي :

١. متوسط التغير في عدد أيام الرش خلال السنة يختلف باختلاف الكمية المتناولة من فيتامين ج.

٢. تباين التغير في عدد أيام الرش غير متساو للمجموعات الثلاث ، لذلك يفضل استخدام إحدى طرائق المقارنات البعدية التي لا تشترط تجانس التباين للمجموعات مثل اختبار دونت س Dunnett's C الموضحه نتائجه في شكل (٨-٥).

٨-٢-٤ كتابة النتائج

نستطيع كتابة النتائج المتعلقة بتحليل التباين الأحادي كما يلي :
استخدم تحليل التباين الأحادي للإجابة على سؤال الدراسة :

"هل يختلف عدد الايام التي تصيب الشخص بالرشح سنويا باختلاف كمية فيتامين ج التي يتناولها الشخص؟"

أو

"هل هناك علاقة بين كمية فيتامين ج التي يتناولها الشخص وبين عدد الأيام التي تصيبه بالرشح سنويا؟" ؟

وقد تبين من خلال النتائج الموضحة في جدول (٨-١) أن هناك فروقا/ علاقة ذات دلالة إحصائية في التغير في عدد الأيام التي يصاب بها الشخص بالرشح تبعا لكمية فيتامين ج التي تناولها ، فقد بلغت قيمة $F_{4.84}$ وهي ذات دلالة على مستوى أقل من $\alpha = 0,05$.

مصدر التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	قيمة F	مستوى الدلالة
بين المجموعات	٢	٢٠٥,٤	١٠٢,٧	٤,٨٤	٠,٠١٦
داخل المجموعات	٢٧	٥٧٣,٤	٢١,٢٣٧		
المجموع	٢٩	٧٧٨,٨			

جدول (٨-١): تحليل التباين الأحادي للتغير في عدد أيام الرشح حسب كمية فيتامين ج المتناولة.

وقد تبين من خلال المتوسطات المبينة في الجدول (٨-٢) أن عدد الأيام التي تصيب الشخص بالرشح خلال العام تقل بزيادة جرعة فيتامين ج التي يتناولها هذا الشخص ، حيث بين الجدول أن الأشخاص الذين لم يتناولوا أي جرعة من فيتامين ج (المجموعة الاولى) زادت عدد أيام الرشح عن السنة السابقة بمتوسط مقداره ٣,٥ يوم ، في حين قل

عدد ايام الرشح التي أصابت الأشخاص في المجموعتين الثانية (جرعات متوسطة) والثالثة (جرعات عالية) عن عدد الأيام في السنة السابقة للتجربة بمقدار يومين تقريبا ، مما يعني ان هناك فروقا في التغير في عدد أيام الرشح تبعا لكمية فيتامين ج التي يتناولها الشخص ، أو أن هناك علاقة بين عدد أيام الرشح وبين كمية فيتامين ج التي يتناولها الشخص .

ولفحص مصادر الفروقات في التغير في عدد أيام الرشح بين المجموعات الثلاث فقد استخدم اختبار دونت س للمقارنات البعدية (*Dunnett's C Post Hoc Test*) تبين المجموعات غير متماثلة كما بينها الرسم البياني (*Box Plot*) ، وقد تبين أن مصادر الفروق التي أظهرها تحليل التباين الاحادي في شكل (٨-٥٥) كانت بين المجموعة الأولى (الذين تناولوا أقراصاً لا تحتوي على فيتامين) من جهة وبين كل من المجموعة الثانية (الذين تناولوا أقراصاً تحتوي على جرعة قليلة من فيتامين ج) والمجموعة الثالثة (الذين تناولوا أقراصاً تحتوي على جرعة كبيرة من فيتامين ج) وتبين النتائج من جهة أخرى أن مقدار الفرق بين المجموعتين الأولى والثانية بلغ ٥,٦٠ ، وهذا الفرق دال إحصائياً على مستوى أقل من $\alpha=0,05$ ، وقد بلغ الفرق بين متوسط المجموعة الأولى والمجموعة الثالثة ٥,٥٠ وهو أيضاً ذو دلالة إحصائية على مستوى أقل من $\alpha=0,05$ ، في حين بلغ الفرق بين متوسطي المجموعتين الثانية والثالثة ٠,١ وهو غير دال إحصائياً ، أي انه لا توجد فروق ذات دلالة إحصائية بين المجموعتين اللتين تناولتا كميات من فيتامين ج سواء كانت قليلة ام كبيرة من حيث عدد الايام التي يصاب بها الشخص بالرشح خلال السنة.

المجموعة	العدد	المتوسط	الانحراف المعياري
لم تتناول فيتامين ج	١٠	٣,٥	٤,١٤
كمية قليلة من فيتامين ج	١٠	٢,١٠-	٤,٠٧
كمية كبيرة من فيتامين ج	١٠	٢,٠-	٥,٤٨
المجموع	٣٠	٠,٢٠-	٥,١٨

جدول (٨-٢): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للتغير في عدد ايام الرشح حسب كمية فيتامين ج المتناولة.

تريد احدى المؤسسات التي توظف عدا كبيرا من موظفي الدعاية والتسويق اختبار أي من هؤلاء الموظفين لديهم مبيعات اكثر. قامت هذه المؤسسة بتقسيم موظفيها الى ثلاث مجموعات ، المجموعة الاولى تتكون من ٦ موظفين، وهم الموظفون الذين يحصلون على عمولة فقط، والمجموعة الثانية وهم الموظفون الذين يحصلون على راتب محدد فقط وعددهم خمسة موظفين، والمجموعة الثالثة وهم الموظفون الذين يحصلون على راتب وعموله معا، وعددهم اربعة موظفين.

وقد استخدمت كمية المبيعات التي قام بها كل من الموظفين في آخر شهر لقياس الفروق في كمية المبيعات بين المجموعات الثلاث.

استخدم البيانات الموجودة في ملف *One Way ANOVA Exercise file 1* ، والمتعلقة بمشكلة الدراسة السابقة للإجابة على الأسئلة من ١ الى ٣.

١. استخدم تحليل التباين الأحادي لفحص العلاقة بين كمية المبيعات وطريق تحصيل الدخل (عمولة فقط ، راتب فقط، راتب وعمولة)، استخدم بعض الطرائق للاختبارات البعدية *Post Hoc Tests*.

٢. اكتب النتيجة التي حصلت عليها موضحا فيها قيمة *F* ومستوى دلالتها *Sig.* ومتوسطات كل مجموعة من المجموعات الثلاث.

٣. استخدم الرسم البياني *Box Plot* لتوضيح نتائج تحليل التباين السابقة.

يريد الباحث محمد فحص اثر استخدام اربع طرائق لتعليم طلبة الصف الثاني الابتدائي جدول الضرب، قام هذا الباحث باختيار أربع شعب من طلبة الصف الثاني الابتدائي وقام بتعليم كل شعبة بطريقة من الطرائق الاربع، وبعد شهر من التعليم قام باختبار هؤلاء الطلبة لقياس درجة التعلم. استخدم البيانات المتعلقة بهذه الدراسة ، والموجودة في الملف *One Way ANOVA Exercise file 2* للإجابة على الاسئلة من ٤ إلى ٦.

٤. استخدم تحليل التباين الأحادي للإجابة على تساؤل هذا الباحث. الى ماذا تشير نتيجة اختبار تجانس التباين (*Levene's Test*) ؟

٥. أي من طرائق الاختبارات البعدية ستستخدم؟ ولماذا ؟

٦. اكتب النتيجة التي حصلت عليها. ماذا سيكون استنتاج هذا الباحث؟

٣-٨ تحليل التباين الثنائي. Two Way Analysis of Variance.

ذكرنا سابقا أن تحليل التباين الأحادي يستخدم لدراسة أثر عامل واحد (المتغير العامل) على متغير ما. ولكن ماذا لو اردنا دراسة أثر عاملين أو أكثر على متغير ما؟ في هذه الحالة يمكننا استخدام تحليل التباين، إذ يمكن استخدامه مثلاً لدراسة تأثير نوع التربة ونوعية السماد المستخدم على انتاج القمح، أو دراسة تأثير مناطق بيع البضائع ومصاريف الدعاية على كمية المبيعات.

فتحليل التباين الثنائي *Two Way ANOVA* يمكن استخدامه لدراسة أثر متغيرين عاملين يقسم كل منهما أفراد العينة الى مستويين (مجموعتين) أو أكثر على متغير كمي ما (المتغير التابع).

ومن خلال تحليل التباين الثنائي يمكن اختبار ثلاث فرضيات كما يلي:

* الأثر الرئيسي (*main effect*) للمتغير العامل الأول على المتغير التابع الذي يقابل الفرضية القائلة بتساوي متوسطات المتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العامل الأول.

* الأثر الرئيسي (*main effect*) للمتغير العامل الثاني على المتغير التابع الذي يقابل الفرضية القائلة بتساوي متوسطات المتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العامل الثاني.

* أثر التفاعل (*Interaction*) بين المتغيرين العاملين على المتغير التابع، الذي يقابل الفرضية القائلة بعدم وجود تفاعل بين المتغيرين العاملين.

يهتم أحمد بدراسة أثر طريقتي تدريس استراتيجية تدوين الملاحظات على التحصيل العام للطلبة في السنة الجامعية الأولى (الأثر الرئيسي للمتغير العاملي الأول؛ الفرضية الأولى)، وهو يعتقد أن الطلبة الذكور سيكونون أكثر استفادة (أعلى تحصيلاً) من الطريقة الأولى، بينما ستكون الاناث أكثر استفادة من الطريقة الثانية (وجود تفاعل بين المتغيرين العاملين؛ الفرضية الثالثة). لقد قام أحمد بأخذ عينة عشوائية مكونة من ٣٠ طالبا و ٣٠ طالبة. تطوعوا لإجراء هذه التجربة، ثم قام بتقسيم هؤلاء الطلبة والطالبات الى ٣ مجموعات :

المجموعة الأولى المكونة من ١٠ طلاب و ١٠ طالبات خضعت لطريقة التدريس الأولى.

المجموعة الثانية المكونة أيضا من ١٠ طلاب و ١٠ طالبات خضعت لطريقة التدريس الثانية.

المجموعة الثالثة المكونة كذلك من ١٠ طلاب و ١٠ طالبات، والتي سميت بالمجموعة الضابطة لم تخضع لأي من الطريقتين السابقتين .

اما المجموعتان الأولى والثانية فقد كانتا تحصلان يوميا ولمدة شهر على تدريب حسب الطريقة المخصصة لكل منهما على استراتيجية تدوين الملاحظات:

ثم قام أحمد بتدوين التحصيل العام للطلبة في الفصل السابق للتدريب وفصل التدريب، ثم قام بطرح نتيجة الفصل السابق للتدريب من نتيجة فصل التدريب ليمثل حاصل طرح التيجتين المتغير التابع.

إذا لدى أحمد المتغيرات التالية :

المتغير العاملي الأول : طريقة التدريس (*method*)، ويحتوي على ثلاث مجموعات وهي :

المجموعة التي استخدمت طريقة التدريس الأولى (*note-taking method 1*) ، والمجموعة التي استخدمت طريقة التدريس الثانية (*Note-taking method 2*) ، والمجموعة الضابطة (*control*) التي لم تتلق أي تدريس على استراتيجية تدوين الملاحظات .

المتغير العاملي الثاني الذي يمثل جنس الطالب (*gender*) ، ويحتوي كما هو معروف

على مجموعتين ؛ مجموعة الذكور *male* ومجموعة الاناث *Female*.

المتغير التابع (*gpaimpr*) الذي يمثل حاصل طرح تحصيل الطالب في الفصل السابق للتدريس من تحصيل الطالب في فصل التدريس
(*gpaimpr* = present GPA - Previous GPA)

وقد قام أحمد بادخال هذه البيانات الى الحاسوب ، وتتكون من ٦٠ حالة لكل منها قيمة على المتغيرات الثلاثة السابقة ، وهي موجودة في الملف *Two-Way ANOVA file*.

وقد ذكرنا في تحليل التباين الأحادي أن التباين الكلي للمتغير التابع سيقسم الى جزئين إحداهما معروف المصدر وتسمى بين المجموعات (*Between Groups*) ، والثاني غير معروفة المصدر وتسمى داخل المجموعات (*Within Groups*) . وقد تم فحص الفروق بين متوسطات المتغير العامل بناء على النسبة بين التباين بين المجموعات الى التباين داخل المجموعات. وبالطريقة نفسها ففي حالة تحليل التباين الثنائي ستم قسمة التباين الكلي للمتغير التابع الى اربعة اجزاء ، انظر شكل (٨-١٠) ، الثلاثة الأولى منها معروفة المصدر والرابع غير معروف المصدر وهي كما يلي :

١. التباين العائد للمتغير العامل الأول.
 ٢. التباين العائد للمتغير العامل الثاني.
 ٣. التباين العائد للتفاعل بين المتغير العامل الأول والمتغير العامل الثاني.
 ٤. التباين غير معروف المصدر وهو يقابل التباين بين المجموعات في تحليل التباين الأحادي ، ويسمى غالبا تباين الخطأ *Error*.
- وبما ان هناك ثلاث فرضيات متعلقة بتحليل التباين الثنائي ، فإنه سيكون هناك ثلاث نسب سيتم من خلالها فحص الفرضيات الثلاث وهي كما يلي :
١. نسبة التباين العائد للمتغير العامل الأول الى تباين الخطأ ، ومن خلال هذه الفرضية سيتم فحص الأثر الرئيسي للمتغير العامل الأول على المتغير التابع.
 ٢. نسبة التباين العائد للمتغير العامل الثاني الى تباين الخطأ ، ومن خلالها سيتم فحص الأثر الرئيسي للمتغير العامل الثاني على المتغير التابع.
 ٣. نسبة التباين العائد للتفاعل بين المتغيرين العاملين الى تباين الخطأ ، ومن خلالها سيتم فحص اثر التفاعل بين المتغيرين العاملين على المتغير التابع.

Source of Variation (مصدر التباين)	Sum of Squares (مجموع المربعات)	Df (درجات الحرية)	Mean Square (متوسط المربعات)	F (قيمة F)	Sig. (مستوى الدلالة)
المتغير العامل الأول	مجموع المربعات العائدة للمتغير العامل الأول	عدد فئات المتغير العامل الأول - 1	متوسط المربعات العائدة للمتغير العامل الأول	متوسط المربعات العائدة للمتغير العامل الأول	مستوى دلالة F
المتغير العامل الثاني	مجموع المربعات العائدة للمتغير العامل الثاني	عدد فئات المتغير العامل الثاني - 1	متوسط المربعات العائدة للمتغير العامل الثاني	متوسط المربعات العائدة للمتغير العامل الثاني	مستوى دلالة F
التفاعل بين المتغيرين العاملين	مجموع المربعات العائدة لتفاعل	(عدد فئات المتغير العامل الثاني - 1) × (عدد فئات المتغير العامل الأول - 1)	متوسط المربعات العائدة للتفاعل	متوسط المربعات العائدة للتفاعل	مستوى دلالة F
الخطأ	مجموع مربعات الخطأ	حجم العينة - (عدد فئات المتغير العامل الأول) × (عدد فئات المتغير العامل الثاني)	متوسط مربعات الخطأ (تباين الخطأ)	متوسط مربعات الخطأ	قيمة F
المجموع	مجموع المربعات الكلي	حجم العينة - 1			

شكل (١٠-٨) تحليل التباين الثنائي

وكما مر معنا في تحليل التباين الأحادي فإننا نرفض الفرضية القائلة بتساوي متوسطات كل فئة من فئات المتغير العامل إذا كانت قيمة F نسبة التباين العائد للمتغير العامل "بين المجموعات" إلى تباين داخل المجموعات) كبيرة كفاية ، أي عندما يكون مستوى دلالتها $Sig.$ أقل من قيمة (، التي غالبا ما تكون ٠,٠٥ . أما بالنسبة لتحليل التباين الثنائي فإن هناك ثلاث قيم للإحصائي F ؛ الأولى تتعلق باختبار مساواة متوسطات فئات المتغير العامل الأول (الفرضية الأولى) التي تساوي نسبة التباين العائد للمتغير العامل الأول إلى تباين الخطأ ، ويتم رفضها بالطريقة السابقة نفسها إذا كان مستوى دلالتها $Sig.$ أقل من ٠,٠٥ . وقيمة F الثانية تتعلق باختبار مساواة متوسطات فئات المتغير العامل الثاني (الفرضية الثانية) التي تساوي نسبة التباين العائد للمتغير العامل الثاني إلى تباين الخطأ ، ويتم رفضها إذا كانت قيمة F كبيرة كفاية ، أي إذا كان مستوى دلالتها $Sig.$ أقل من ٠,٠٥ ، وقيمة F الثالثة هي تلك المتعلقة بالفرضية الثالثة (وجود تفاعل بين المتغيرين العاملين) والمساوية لنسبة التباين العائد للتفاعل بين المتغيرين العاملين إلى تباين الخطأ ، ويتم رفض هذه الفرضية (عدم وجود تفاعل) إذا كانت قيمة F كبيرة كفاية ، أي إذا كان مستوى دلالتها أقل من ٠,٠٥ .

وكما في تحليل التباين الأحادي ، فإذا رفضنا واحدة أو أكثر من فرضيات الأثر الرئيسي فإن من الممكن استخدام بعض الاختبارات البعدية *Post Hoc Tests* التي من الممكن اختيارها حسب نتيجة اختبارات تجانس التباين *Homogeneity tests* كما مر معنا سابقا في تحليل التباين الأحادي. أما إذا أردنا إجراء بعض الاختبارات البعدية للتفاعل بين المتغيرين فمن الممكن استخدام بعض الطرائق لكشف هذه الفروقات من خلال *Contrast*.

وحتى نضمن دقة نتائج تحليل التباين الثنائي يجب أن تتحقق الشروط التالية:

الشرط الأول : يجب أن يكون توزيع المتغير التابع طبيعيا *Normally Distributed* لكل مجتمع من المجتمعات في تصميم التجربة ، أي أن كل مجتمع ممثل بكل خلية من خلايا تصميم التجربة ، فإذا كان لدينا ٣ مستويات (فئات) للمتغير العامل الأول ومستويان للمتغير العامل الثاني فإنه سيكون هناك $6 = 3 \times 2$ خلايا. وهذا الشرط يتطلب أن يكون توزيع المتغير التابع لكل مجتمع من المجتمعات المعرفة في كل خلية من الخلايا الست طبيعيا. إلا أنه وكما في تحليل التباين الأحادي فإن عدم تحقق هذا الشرط لا يؤثر

كثيرا في نتيجة تحليل التباين ، بشرط زيادة حجم العينة بحيث تزيد على ١٥ فردا لكل مجموعة (خلية) ، وفي هذه الحالة قد تكون نتيجة تحليل التباين دقيقة الى حد ما حتى لو كان توزيع المتغير التابع ليس طبيعيا.

الشرط الثاني: يجب أن يكون تباين المتغير التابع متساويا لكل مجتمع من مجتمعات المعرفة في كل خلية من خلايا تصميم التجربة ، وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة تحليل التباين لن يكون موثوقاً بها . أما المقارنات البعدية الخاصة بالأثر الرئيسي فمن الممكن استخدام بعض الطرائق التي لا تشترط تساوي التباين مثل اختبار *Dunnett's C*.

الشرط الثالث: يجب أن تكون العينات مختارة بطريقة عشوائية من كل مجتمع من المجتمعات. ويجب أن تكون قيم المتغير التابع مستقلة عن بعضها بعضاً لكل فرد من افراد العينات. ولن تكون نتائج تحليل التباين موثوقاً بها إذا لم يتحقق هذا الشرط.

٨-٣-١ إجراء تحليل التباين الثنائي

سنستخدم البيانات الموجودة في الملف *Two-Way ANOVA file* ، والتي تمثل البيانات الموضحة في المثال السابق حيث يمثل متغير *method* المتغير العامل الأول الذي يحتوي على ثلاث مجموعات (فئات) كما يلي :

المجموعة التي استخدمت طريقة التدريس الأولى (*Note-Taking method 1*) ، والمجموعة التي استخدمت طريقة التدريس الثانية (*Note-Taking method 2*) ، والمجموعة الضابطة (*control*) التي لم تتلق أي تدريس على استراتيجية تدوين الملاحظات .

ويمثل متغير جنس الطالب *Gender* المتغير العامل الثاني ، ويحتوي على مجموعتي الذكور *male* والإناث *Female* . والمتغير التابع (*gpaimpr*) الذي يمثل حاصل طرح تحصيل الطالب في الفصل السابق للتدريس من تحصيل الطالب في فصل التدريس

$$(gpaimpr = \text{present GPA} - \text{Previous GPA})$$

يتبين بالرجوع الى المثال السابق أن الهدف الاساسي لدى أحمد يتمثل في فحص أثر التفاعل بين متغيري الطريقة والجنس . وبالإضافة لذلك من المتوقع أن يكون تحصيل الطلبة الذين خضعوا للتدريب بإحدى الطريقتين (الأولى والثانية) أكثر من تحصيل الطلبة

الذين لم يخضعوا للتدريب (المجموعة الضابطة) ، ولذلك فإن أحد اهتمامات أحمد أيضا هو فحص الأثر الرئيسي للمتغير العملي الأول . ولم يكن هناك أي تساؤل عن وجود أثر للجنس على التحصيل ، فلم يسأل أحمد إذا كان تحصيل الطلبة الذكور أكثر من تحصيل الطالبات أو العكس بغض النظر عن الطريقة التي تم تدريسهم بها . ومع ذلك سنفترض أن أحمد لديه هذا الاهتمام الذي سيمثل الأثر الرئيسي لمتغير الجنس على التحصيل . ويمكن صياغة أسئلة الدراسة بالطريقة التالية :

١. الأثر الرئيسي للمتغير العملي الأول (الطريقة) " هل هناك اختلاف في تحصيل الطلبة تعزى لمتغير طريقة التدريس ؟ " أو " هل هناك فروق في تحصيل الطلبة بين مجموعة الطلبة الذين تم تدريسهم بالطريقة الأولى ومجموعة الطلبة الذين تم تدريسهم بالطريقة الثانية ومجموعة الطلبة الذين لم يتم تدريسهم بأي من الطريقتين السابقتين (المجموعة الضابطة) ؟

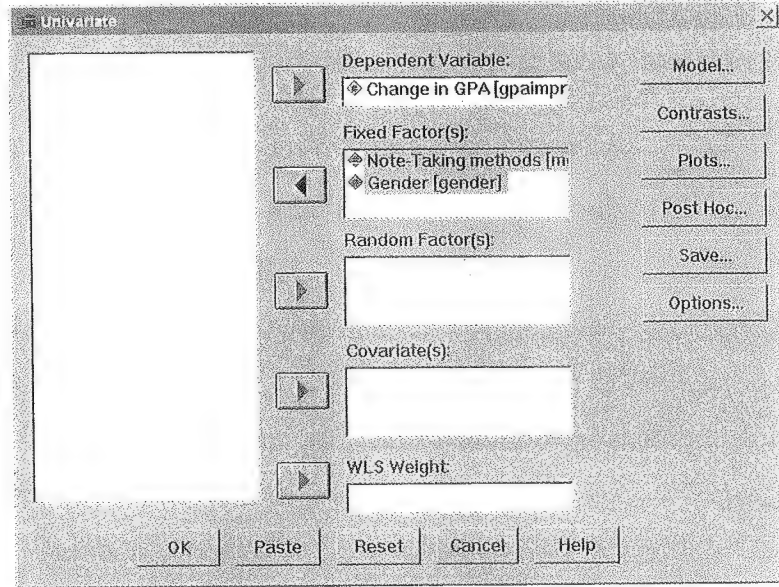
٢. الأثر الرئيسي للمتغير العملي الثاني (الجنس) " هل هناك فروق في تحصيل الطلبة الذكور عن تحصيل الطالبات الاناث " (بغض النظر عن الطريقة التي تم تدريسهم بها) .
٣. هل هناك تفاعل بين المتغير العملي الأول (الطريقة) والمتغير العملي الثاني (الجنس) .

يمكن إجراء تحليل التباين الثنائي باتباع الخطوات التالية :

١. انقر قائمة **Analyze** ثم انقر الإجراء **General Linear Model** ثم انقر **Univariate** ستظهر لك شاشة الحوار المبين في شكل (٨-١١) .

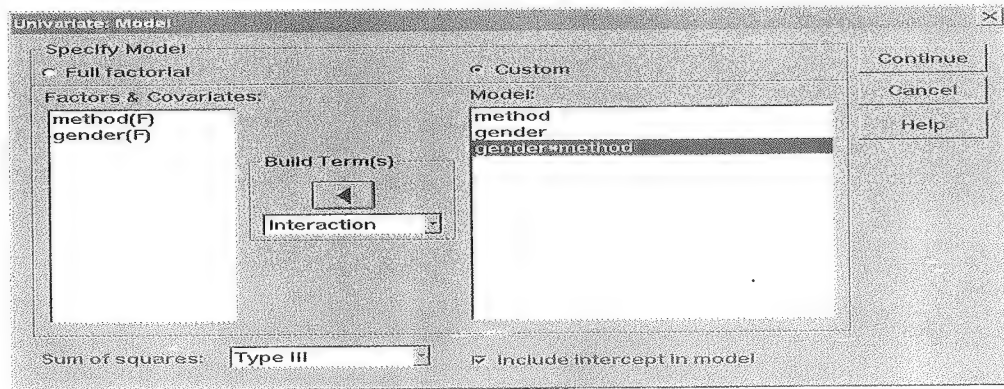
٢. انقر اسم المتغير التابع (**gpaimpr**) ثم انقر ► لنقله الى مربع **Dependent Variable** انظر شكل (٨-١١) .

٣. انقر اسم المتغير العملي الأول (**method**) ثم اضغط مفتاح **[Ctr F5]** على لوحة المفاتيح ، واثناء ذلك انقر على اسم المتغير العملي (**gender**) ثم انقر ► لنقلهما الى مربع **Fixed Factor(s)** انظر شكل (٨-١١) .



شكل (٨-١١) : شاشة الحوار Univariate

٤. انقر مفتاح Model ستظهر لك شاشة حوار Univariate:Model المبينة في شكل (٨-١٢).



شكل (٨-١٢) : شاشة الحوار Univariate:Model

٥. انقر دائرة الاختيار Custom للتحكم بالمتغيرات العاملية والتفاعلات المستخدمة في تحليل التباين الثنائي، وذلك حسب ما تتطلبه أهداف الدراسة.

٦. انقر ▼ الموجود في مربع Build Term(s) وسط الشاشة وذلك لظهور الخيارات الموجودة في القائمة، انقر الاختيار *Main effects*.

٧. انقر المتغير الأول (*method*) في مربع Factors & Covariates ثم انقر ► لنقله الى مربع (Model) الأثر الرئيسي للمتغير العاملية الأول).

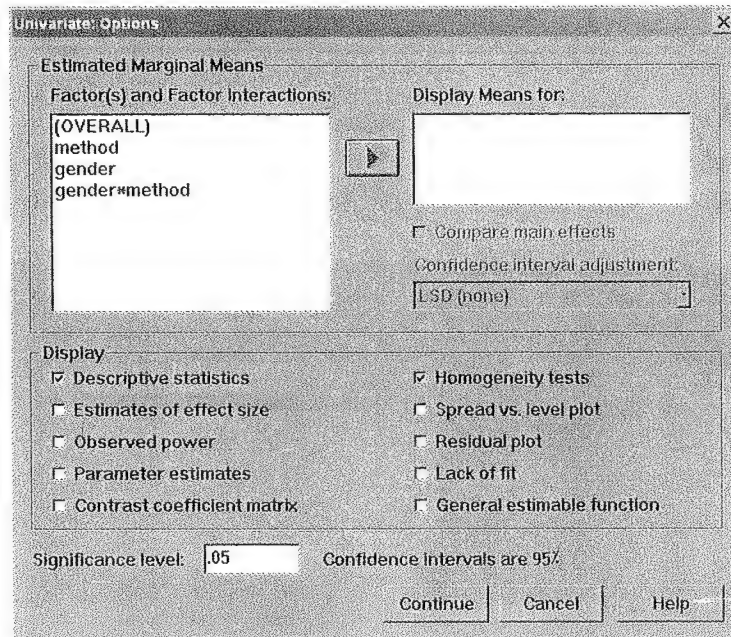
٨. انقر المتغير الثاني (*gender*) في مربع Factors & Covariates ثم انقر ► لنقله الى مربع (Model) الأثر الرئيسي للمتغير العاملية الثاني).

٩. انقر ▼ الموجود في مربع Build Term(s) ، انقر الاختيار Interaction

١٠. انقر اسم المتغير العامل الأول (method) ثم اضغط مفتاح [Ctrl F5] على لوحة المفاتيح ، وأثناء ذلك انقر على اسم المتغير العامل (gender) ثم انقر ► لنقلهما إلى مربع Model ، (اثر التفاعل بين المتغيرين العاملين).

١١. انقر Continue ستعود إلى شاشة الحوار Univariate.

١٢. انقر مفتاح الاختيار Option ستظهر لك شاشة الحوار Univariate:Option المبين في شكل (٨-١٣).



شكل (٨-١٣): شاشة الحوار Univariate:Options

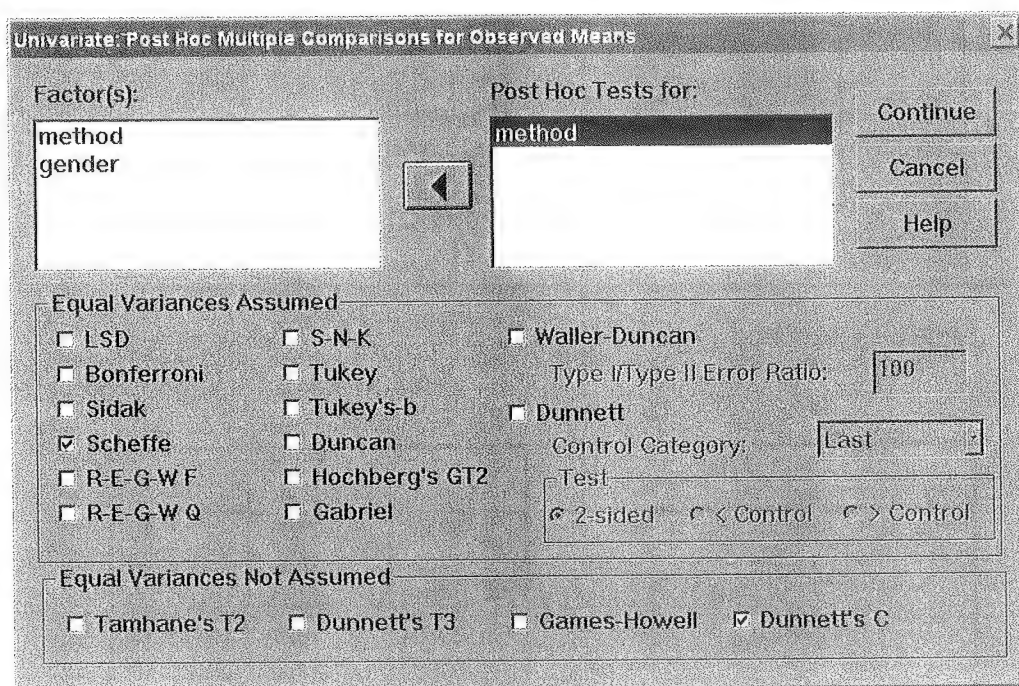
١٣. اضغط مفتاح <Ctrl> وابق مستمرا في الضغط ، ثم انقر أسماء المتغيرات والتفاعلات التي تريد حساب متوسطات المتغير التابع لكل فئة من فئاتها ، ثم انقر ► لنقلها إلى مربع Display Means For انظر شكل (٨-١٣).

١٤. انقر Descriptive Statistics الموجود في مربع Display وذلك لحساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية ،... الخ .

١٥. انقر Homogeneity Tests الموجود في مربع Diagnostics وذلك لفحص تماثل تباين فئات المتغيرات العاملة .

١٦. انقر Continue ستعود إلى مربع Univariate.

١٧. انقر مفتاح Post Hoc ستظهر لك شاشة Post Hoc Multiple Comparisons المبين في شكل (٨-١٤).



شكل (٨-١٤): شاشة الحوار

Univariate:Post Hoc Multiple Comparisons for Observed Means

١٨. انقر اسم المتغير العاملي الموجود في قائمة Factor(s) الذي يحتوي على ثلاث فئات أو أكثر ، ثم انقر ▶ لنقله الى مربع Post Hoc Tests for: وذلك لإجراء الاختبارات البعدية لفئات هذا المتغير.

١٩. اختر اختبار شيفيه Scheffe للمقارنات البعدية من قائمة الاختبارات البعدية التي تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variances Not Assumed .

٢٠. اختر اختبار دونت Dunnett's C من قائمة الاختبارات البعدية التي لا تشترط تماثل تباينات الفئات Equal Variances Not Assumed .

٢١. انقر Continue ، ستعود الى مربع Univariate .

٢٢. انقر Ok ، سيقوم برنامج SPSS بإجراء الحسابات اللازمة ، ثم سيقوم بإظهار

نتائج هذا التحليل في شاشة حوار النتائج *Output Navigator* كما هو موضح في أشكال ٨-١٥.

General Linear Model

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
Note-Taking methods	1	Method 1	20
	2	Method 2	20
	3	Control	20
Gender	1	Male	30
	2	Female	30

شكل (٨-١٥): نتائج تحليل التباين الثنائي:
توزيع أفراد العينة حسب فئات المتغيرين العاملين *method* و *gender*

Descriptive Statistics

	Note-Taking methods		Mean	Std. Deviation	N
Change in GPA	Method 1	Male	.3350	.2286	10
		Female	.1700	.1829	10
		Total	.2525	.2185	20
	Method 2	Male	.3050	.1921	10
		Female	.6400	.1776	10
		Total	.4725	.2489	20
	Control	Male	.1650	.1492	10
		Female	.1050	.1462	10
		Total	.1350	.1470	20
	Total	Male	.2683	.2006	30
		Female	.3050	.2925	30
		Total	.2867	.2494	60

شكل (٨-١٥ب): نتائج تحليل التباين الثنائي: المتوسطات والانحرافات المعيارية لاستراتيجية تدوين الملاحظات لكل خلية من خلايا تقاطع فئات المتغيرين العاملين *method* و *gender*

Levene's Test of Equality of Error Variances^a

Dependent Variable: Change in GPA

F	df1	df2	Sig.
.575	5	54	.719

a. Tests the null hypothesis that the error variance of the dependent variable is equal across groups.

Design: Intercept+M ETHOD+GENDER+METHOD
* GENDER

شكل (٨-١٥ج): نتائج تحليل التباين الثنائي: اختبار ليفين لتجانس التباين

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: Change in GPA

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	1.889 ^a	5	.378	11463	.000
Intercept	4.931	1	4.931	149.582	.000
METHOD	1.174	2	.587	17.809	.000
GENDER	.020	1	.020	.612	.438
METHOD* GENDER	.695	2	.348	10.543	.000
Error	1.780	54	.033		
Total	8.600	60			
Corrected Total	3.669	59			

a. R Squared = .515 (Adjusted R Squared = .470)

شكل (٨-١٥):

نتائج تحليل التباين الثنائي: اختبار F لفحص فرضيات تحليل التباين الثنائي الأساسية.

Estimated Marginal Means

1. Grand Mean

Dependent Variable: Change in GPA

Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
		Lower Bound	Upper Bound
287	.023	240	334

شكل (٨-١٥هـ): نتائج تحليل التباين الثنائي: المتوسط الحسابي لجميع أفراد العينة

2. Note-Taking methods

Dependent Variable: Change in GPA

Note-Taking methods	Mean	StdError	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Method 1	.253	.041	.171	.334
Method 2	.473	.041	.391	.554
Control	.135	.041	.054	.216

شكل (٨-١٥و): نتائج تحليل التباين الثنائي:

المتوسط الحسابي حسب فئات المتغير العامل Factor

3. Gender

Dependent Variable: Change in GPA

Gender	Mean	Std.Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Male	.268	.033	.202	.335
Female	.305	.033	.239	.371

شكل (٨-١٥): نتائج تحليل التباين الثنائي:
المتوسط الحسابي حسب فئات المتغير العاملي Gender

4. Gender * Note-Taking methods

Dependent Variable: Change in GPA

Gender	Note-Taking methods	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Male	Method 1	.335	.057	.220	.450
	Method 2	.305	.057	.190	.420
	Control	.165	.057	.050	.280
Female	Method 1	.170	.057	.055	.285
	Method 2	.640	.057	.525	.755
	Control	.105	.057	-.010	.220

شكل (٨-١٥): نتائج تحليل التباين الثنائي: المتوسطات الحسابية حسب فئات المتغيرين
العامليين Gender و mehtod (متوسطات التفاعل بين المتغيرين العامليين)

Post Hoc Tests

Note-Taking methods

Multiple Comparisons

Dependent Variable: Change in GPA

			Mean Difference (I-J)	Std.Error	Sig.	95% Confid ence Interval	
(I) Note-Taking methods	(J) Note-Tak ing methods	Lower Bound				Upper Bound	
Scheffe	Method 1	Method 2	-.2200*	.05741	.002	-.3645	-.0755
		Control	.1175	.05741	.133	-.0270	.2620
	Method 2	Method 1	.2200*	.05741	.002	.0755	.3645
		Control	.3375*	.05741	.000	.1930	.4820
	Control	Method 1	-.1175	.05741	.133	-.2620	.0270
		Method 2	-.3375*	.05741	.000	-.4820	-.1930
Dunnett C	Method 1	Method 2	-.2200*	.05407		-.4082	-.0318
		Control	.1175	.05889		-.0321	.2671
	Method 2	Method 1	.2200*	.05407		.0318	.4082
		Control	.3375*	.05464		.1733	.5017
	Control	Method 1	-.1175	.05889		-.2671	.0321
		Method 2	-.3375 *	.05464		-.5017	-.1733

Based on observed means.

* The mean difference is significant at the .05 level.

شكل (٨-١٥): نتائج تحليل التباين الثنائي: نتائج اختباري المقارنات البعدية شيفيه و دونت س للمتغير العامل method

Homogeneous Subsets

Change in GPA

Note-Taking methods	N	Subset	
		1	2
Scheffe ^{a, b} Control	20	.1350	
Method 1	20	.2525	
Method 2	20		.4725
Sig.		.133	1.000

Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

Based on Type III Sum of Squares

The error term is Mean Square(Error) = .033.

a. Uses Harmonic Mean Sample Size = 20.000.

b. Alpha = .05.

شكل (٨-١٥): نتائج تحليل التباين الثنائي: نتائج اختباري المقارنات البعدية شيفيه و دونت س للمتغير العامل method المجموعات المتشابهة.

لقد قام برنامج SPSS وحسب الاختيارات التي تمت خلال الخطوات السابقة:

١. توزيع افراد العينة حسب مستويات كل من المتغيرات العاملة كما في شكل (٨-١٥).
٢. الإحصاءات الوصفية *Descriptive* والمبينة في الشكل (٨-١٥ ب)، وهي بالتحديد كما يلي: المتوسطات الحسابية *Mean* والانحرافات المعيارية *Std. Deviation* والعدد *N*. وهذه نتائج اختيار *Descriptive* في الخطوة رقم ١٤.
٣. اختبار تجانس التباين *Test of Homogeneity of Variances* الموضحة في شكل (٨-١٥ ج)، وهي نتيجة اختيار *Homogeneity of Variances* في الخطوة رقم ١٥، وفيه يظهر ان تباين المجموعات متساو، حيث كانت قيمة *Sig.* اكبر من مستوى الدلالة ($\alpha=0,05$).
٤. نتيجة تحليل التباين الثنائي في الشكل (٨-١٥ د)، وفيه يظهر وجود فروق ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من $\alpha=0,05$ ، بين مستويات (فئات) متغير الطريقة *method*، حيث كانت قيمة مستوى الدلالة *Sig.* أقل من $0,05$ ، ولم يظهر ان هناك فروقا بين مجموعتي الذكور والاناث (المتغير العامل الثاني) حيث كانت قيمة *Sig.* الخاصة بالمتغير العامل الثاني *gender* اكبر من $0,05$ ، كما ظهر ان هناك اثرا للتفاعل بين متغيري الطريقة *method* والجنس *gender* حيث كانت قيمة *Sig.* المقابلة للتفاعل (*method*gender*) أقل من $0,05$ ، راجع تحليل التباين الثنائي صفحه ١٩٨.
٥. المتوسطات الحسابية والاطاء المعيارية وفترات الثقة *Confidence interval* للمتغير التابع (*gpaimpr*) للعينة الكلية في شكل (٨-١٥ هـ)، ولكل فئة من فئات المتغير العامل الأول *method* في شكل (٨-١٥ و)، ولكل فئة من فئات المتغير العامل الثاني *gender* في شكل (٨-١٥ ز)، وللتفاعل بين المتغيرين العاملين *method* و *gender* في الشكل (٨-١٥ ح).
٦. نتائج اختباري شيفيه ودونت س *Scheffe and Dunnett's C* للمقارنات البعدية *Post Hoc* الموضحة في شكل (٨-١٥ ط)، وهي نتائج اختبار المقارنات البعدية *Post Hoc Test* في الخطوة رقم ١٨ و ١٩. تبين من خلال نتائج اختبار تجانس التباين *Homogeneity of Variances* الموضحة في شكل (٨-١٥ ي) ان التباينات متماثلة (انظر ٣ اعلاه)، وبالتالي يمكن استخدام نتائج أحد الاختبارات البعدية التي تشترط تجانس التباينات وهو اختبار شيفيه *Scheffe* في هذا المثال. ويتضح من هذا الشكل

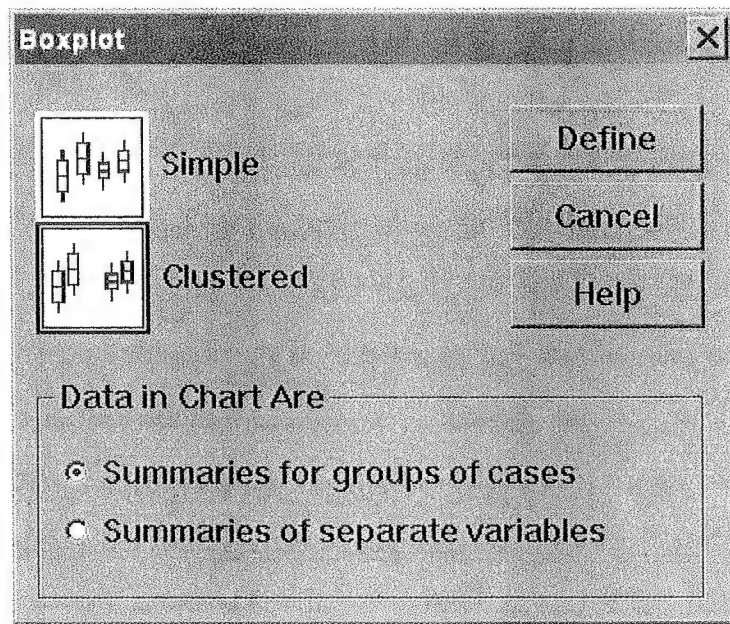
الجزء الاعلى) ان مصادر الفروق التي اظهرها تحليل التباين الأحادي في شكل (٨-١٥) كانت بين الطريقة الثانية من جهة وبين كل من الطريقة الأولى والطريقة الثالثة من جهة اخرى . لاحظ إشارة النجمة * الموجودة في عمود الفروق بين وسطي المجموعتين I و J Mean Difference ($I-J$) حيث تبين النتائج ان مقدار الفرق بين الطريقتين الأولى والثانية بلغ ٠,٢٢، وهذا الفرق دال إحصائيا على مستوى أقل من $\alpha=0,05$ كما تشير إشارة النجمة ، وقد بلغ الفرق بين متوسط الطريقة الثانية والطريقة الثالثة ٠,٣٤ وهو ايضا ذو دلالة إحصائية على مستوى أقل من $\alpha=0,05$ ، في حين بلغ الفرق بين متوسطي الطريقتين الأولى والثالثة ٠,١٢ وهو غير دال إحصائيا (لا توجد إشارة نجمة مقابل الفرق بين هاتين الطريقتين)، أي انه لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية في تحصيل الطلبة الذين تلقوا تدريبا على استراتيجية تدوين الملاحظات بالطريقة الأولى والذين لم يتلقوا أي تدريب على استراتيجية تدوين الملاحظات (الطريقة ٣ : الضابطة). وقد اكملت نتيجة اختبار شيفيه للمقارنات البعدية *Scheffe Post Hoc Test* في شكل (٨-١٥س) (*Homogeneous Subsets*) حيث أظهرت تلك المجموعات (الطرائق) التي لم يكن بينها اختلاف (الطريقتين الأولى والثالثة "الضابطة") التي ظهرت متوسطاتها البالغة ٠,١٤ و ٠,٢٥ على التوالي في العمود (١) نفسه في حين ظهر متوسط الطريقة الثانية في العمود رقم (٢) مما يدل على اختلاف في تحصيل الطلبة الذين تلقوا تدريبا على استراتيجية تدوين الملاحظات بالطريقة الثانية عن تحصيل الطلبة الذين تلقوا تدريبا بالطريقة الأولى ، أو الذين لم يتلقوا أي تدريب على استراتيجية تدوين الملاحظات (الطريقة ٣ : الضابطة) فقد بلغ متوسط هذه الطريقة ٠,٤٧.

٨-٣-٢ استخدام الرسومات البيانية لتوضيح نتائج تحليل التباين الثنائي.

لتوضيح نتائج تحليل التباين الثنائي قد نستخدم بعض الرسومات البيانية كتلك المستخدمة لتوضيح نتائج تحليل التباين الأحادي. فقد يستخدم مثلاً الرسم البياني من نوع *Box Plot* لتوضيح توزيع المتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العملي الثاني (*gender*) ضمن فئات المتغير العملي الأول (*method*). ولعمل ذلك اتبع الخطوات التالية :

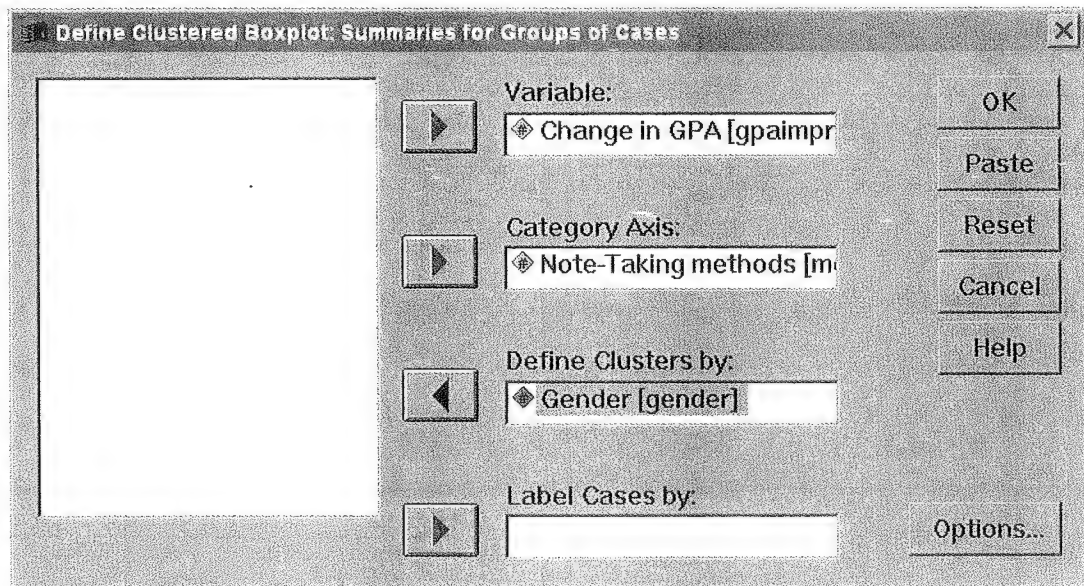
١. انقر *Graphs* ثم انقر *Boxplot* سيظهر لك شاشة حوار *Boxplot* المبينة في شكل (٨-١٩).

٢. انقر *Clustered* واختبر *Summaries for groups of cases*



شكل (٨-١٩): شاشة الحوار Boxplot

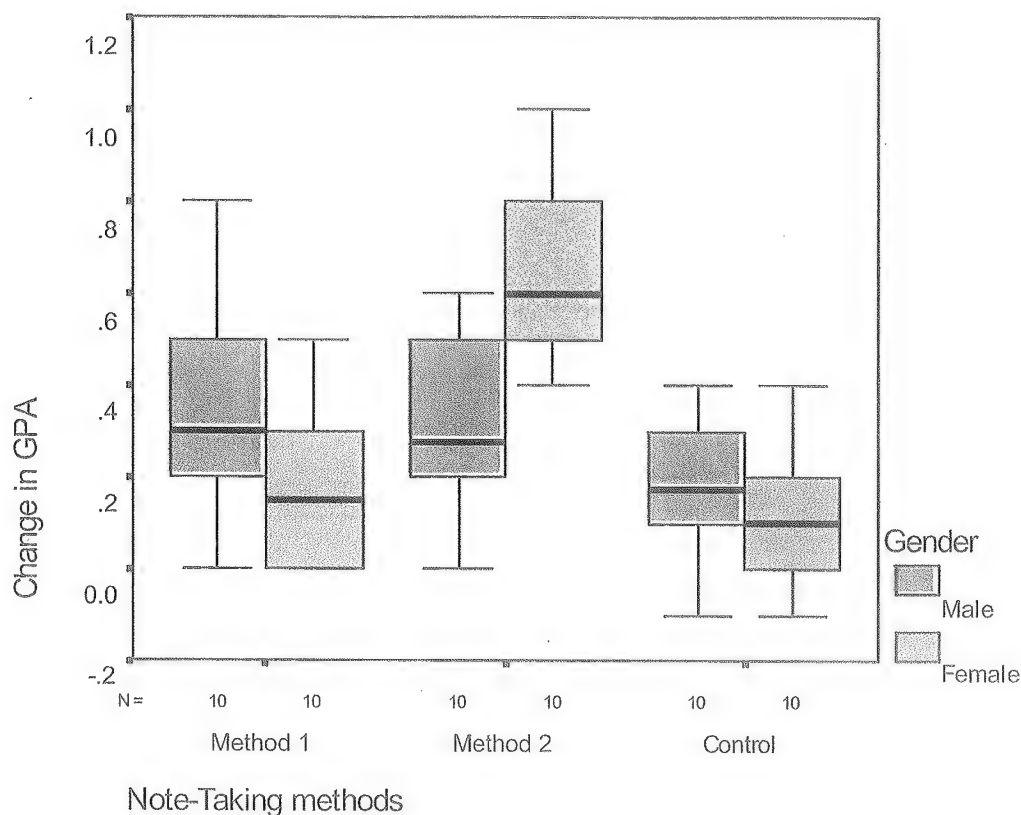
٣. انقر Define ستظهر لك شاشة الحوار Define Clustered Boxplot المبينة في شكل (٨-٢٠).



شكل (٨-٢٠): شاشة الحوار Define Clustered Boxplot

٤. انقر المتغير التابع *gpaimpr* ثم انقر ▶ لنقله إلى مربع *variables*.
٥. انقر المتغير العاملي الأول *method* ثم انقر ▶ لنقله إلى مربع *Category Axis*.
٦. انقر المتغير العاملي الثاني *gender* ثم انقر ▶ لنقله إلى مربع *Define Clustered by*.

٧. انقر Ok ، ستظهر لك نتائج هذا الإجراء في شاشة حوار النتائج كما هو موضح في شكل (٨-٢١).



شكل (٨-٢١): نتائج الرسم البياني Boxplot

لاحظ الفروقات بين متوسطات فئات المتغير العامل الأول ، ولاحظ تقارب متوسطات فئات المتغير العامل الثاني *gender*.

٨-٣-٣ تحليل التباين ذو المستوى الأعلى Higher-Way ANOVA

استخدمنا تحليل التباين الثنائي لفحص اثر متغيرين عاملين على متغير تابع واحد ، وسنستخدم تحليل التباين ذا المستوى الأعلى ايضا لفحص أكثر من متغير عاملي على المتغير التابع. مثلا إذا كان لدينا ٣ متغيرات عاملية وارادنا فحص اثر هذه المتغيرات على متغير تابع فاننا نستخدم تحليل التباين الثلاثي *3-Way ANOVA*. وسنتبع الخطوات نفسها المستخدمة في تحليل التباين الثنائي سواء استخدمنا الإجراء *Univariate* (انظر صفحة ٧) أم استخدمنا الإجراء *Univariate* (انظر صفحة ٩). فمثلا إذا أردنا إجراء

تحليل التباين الثلاثي باستخدام الإجراء *Univariate* فإننا سنتبع الخطوات نفسها المستخدمة في تحليل التباين الثنائي.

سنقوم بوضع المتغيرات العاملية الثلاثة في مربع *Fixed Factor(s)* الموجود في شاشة حوار *Univariate* بعد وضع المتغير التابع في مربع *Independent* في الشاشة نفسها. وفي مربع حوار *Univariate: Model Dialog Box* نقوم باختيار *Custom* ثم نقوم بإدخال المتغيرات العاملية الثلاثة إلى مربع *Model* كل على حدة وذلك لفحص الأثر الرئيسي لكل من هذه المتغيرات ، ثم نقوم باختبار أثر التفاعلات الثنائية والتفاعل الثلاثي وذلك بالنقر على كل متغيرين (أو ثلاثة) يراد فحص أثر تفاعلها معا ونقلهما إلى مربع *Model* ، ومن خلال مفتاح *Option* نقوم بحساب المتوسطات الحسابية للمتغيرات وتفاعلاتها وذلك بإدخال المتغيرات العاملية الثلاثة مع جميع تفاعلاتها إلى مربع *Display Means For*.

٨-٣-٤ كتابة النتائج

تستطيع كتابة النتائج المتعلقة بتحليل التباين الثنائي كما يلي :
استخدم تحليل التباين الثنائي للإجابة على أسئلة الدراسة التالية :

هل يختلف تحصيل الطلبة تبعاً لاختلاف طريقة تدريس استراتيجية تدوين الملاحظات؟

هل هناك اختلاف في تحصيل الطلبة عن تحصيل الطالبات؟

هل هناك أثر للتفاعل بين طريقة تدريس الاستراتيجية و جنس الطالب على تحصيل الطلبة؟

وقد تبين من خلال النتائج الموضحة في جدول (٨-٣) ان هناك فروقا في تحصيل الطلبة تبعاً لطريقة التدريس حيث بلغت قيمة $F_{17,81}$ وهي دالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٥ ، وقد تبين من خلال المتوسطات الموضحة في جدول (٨-٤) ان

متوسط التحصيل لدى الطلبة الذين تدربوا باستخدام الطريقة الثانية لتدوين الملاحظات قد زاد بمقدار ٠,٤٧ درجة في حين زاد التحصيل لدى الطلبة الذين تلقوا تدريباً باستخدام الطريقة الأولى بمقدار ٠,٢٥ درجة، بينما زاد التحصيل لدى الطلبة الذين لم يتلقوا أي تدريب على استراتيجية تدوين الملاحظات بمقدار ٠,١٤ درجة فقط. وقد تبين من خلال اختبار شيفيه للمقارنات البعدية ان مصادر هذه الفروق كانت بين مجموعة الطلبة الذين تلقوا تدريباً بالطريقة الثانية من جهة وبين الطلبة الذين تلقوا تدريباً بالطريقة الأولى و الطلبة الذين لم يتلقوا تدريباً على الإطلاق (المجموعة الثالثة).

مصدر التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	قيمة F	مستوى الدلالة
طريقة التدريس <i>method</i>	٢	١,١٧	٠,٥٩	١٧,٨١	٠,٠٠٠
الجنس <i>gender</i>	١	٠,٠٢	٠,٠٢	٠,٦١	٠,٤٣٨
طريقة التدريس × الجنس	٢	٠,٧٠	٠,٣٥	١٠,٥٤	٠,٠٠٠
الخطأ	٥٤	١,٧٨	٠,٠٣		
المجموع	٥٩	٣,٦٧			

جدول (٨-٣)

نتائج تحليل التباين الثنائي لفحص اثر متغيري طريقة تدريس استراتيجية تدوين الملاحظات و جنس الطالب على تحصيله في السنة الجامعية الأولى

وقد تبين أيضا من خلال النتائج الموضحة في جدول (٨-٣) انه لا يوجد فروق ذات دلالة إحصائية بين زيادة تحصيل الطلبة الذكور وزيادة تحصيل الطالبات الإناث فقد بلغت قيمة F ٠,٦٥١ وهي غير دالة إحصائيا على مستوى ٠,٠٥ ، وقد تبين من خلال المتوسطات الموضحة في جدول (٨-٤) ان الزيادة في تحصيل الذكور كانت قريبة من الزيادة في تحصيل الإناث ، فقد زاد تحصيل الذكور بمقدار ٠,٢٧ درجة وزاد تحصيل الإناث بمقدار ٠,٣١ درجة.

كما تبين من خلال النتائج الموضحة في جدول (٨-٣) أن هناك أثرا للتفاعل بين

طريقة التدريس وبين جنس الطالب على تحصيل الطلبة في السنة الجامعية الأولى ، فقد بلغت قيمة F ١٠,٥٤ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٥ ، وقد تبين من خلال المتوسطات المبينة في جدول (٨-٤) ان الذكور استفادوا من الطريقتين بالمقدار نفسه تقريبا بأفضلية قليلة للطريقة الأولى ، فقد بلغ متوسط الزيادة في التحصيل لدى الذكور الذين تلقوا تدريباً بالطريقة الأولى ٠,٣٤ درجة ، وكان متوسط الزيادة في التحصيل لدى الذكور الذين تلقوا تدريباً بالطريقة الثانية ٠,٣١ درجة ، وقد استفادت الإناث من الطريقة الثانية أكثر بشكل واضح من استفادتهن من الطريقة الأولى حيث بلغ متوسط الزيادة في التحصيل لدى الإناث اللواتي تلقين تدريباً بالطريقة الأولى ٠,١٧ درجة في حين بلغ متوسط الزيادة في تحصيل الإناث اللواتي تلقين تدريباً بالطريقة الثانية ٠,٦٤ درجة.

الجنس		الذكور		الإناث		المجموع	
الطريقة		المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري	المتوسط	الانحراف المعياري
الطريقة الأولى		٠,٣٤	٠,٢٣	٠,١٧	٠,١٨	٠,٢٥	٠,٢٢
الطريقة الثانية		٠,٣١	٠,١٩	٠,٦٤	٠,١٨	٠,٤٧	٠,٢٥
الطريقة الثالثة (الضابطة)		٠,١٧	٠,١٥	٠,١١	٠,١٥	٠,١٤	٠,١٥
المجموع		٠,٢٧	٠,٢٠	٠,٣١	٠,٢٩	٠,٢٩	٠,٢٥

جدول (٨-٤) *

المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للزيادة في التحصيل الدراسي حسب متغيري طريقة التدريس و جنس الطالب

* عدد أفراد العينة ٦٠ موزعة بالتساوي على كل خلية من الخلايا الطريقة × الجنس.

يريد احد الباحثين اختبار اثر طرائق التعزيز ونوع المعززات على اداء طلبة الصف الثاني الثانوي في حل المسائل الرياضية. قام هذا الباحث باختيار ٦٦ طالبا من طلبة الصف الثاني الثانوي ، وقام بتوزيعهم عشوائيا بالتساوي على ٦ خلايا تمثل تقاطع طريقتي التعزيز (العشوائية *Random* والفضائية *Spaced*) ونوع المعزز (كلامي *Token* ، نقود *Money* ، طعام *Food*) بحيث يكون في كل خلية ١١ شخصا. ثم قام هذا الباحث بتدريس الطلبة لمدة ثلاثة اسابيع ، وبعدها قام باختبار الطلبة بالمادة التي تم تدريسها أثناء هذه الاسابيع الثلاثة ، وقام بإدخال نتائج هذا الاختبار مع طريقة التعزيز ونوع المعزز الى ملف تكون من ٦٦ حالة (طالب) لكل منهم قيمة على المتغيرات الثلاثة التالية :

١. المتغير العامل الأول : طريقة التعزيز *Reinforcement Schedules* وهي نوعان :

أ. عشوائي *Random*

ب. فضائي *Spaced*

٢. المتغير العامل الثاني : نوع المعزز *Reinforcers* الذي يحتوي على ثلاث فئات

أ. معزز كلامي *Token*

ب. معزز نقودي *Money*

ج. معزز طعامي *Food*

المتغير التابع : تحصيل الطلبة *GPA* على المادة التي تمت دراستها أثناء فترة التجربة. استخدم ملف *Two-Way ANOVA Exercise 1* الذي يحتوي على البيانات المتعلقة بالتجربة السابقة للإجابة على الأسئلة ١-٤.

١. استخدم تحليل التباين الثنائي لاختبار اثر طريقة التعزيز ونوع المعزز على القدرة على حل المسائل الرياضية لدى طلبة الصف الثاني الثانوي.

حدد القيم التالية في نتائج تحليل التباين الثنائي السابقة :

❖ قيمة *F* الخاصة بالأثر الرئيسي لطريقة التعزيز.

- * متوسط تحصيل الطلبة في حل المسائل الرياضية للطلبة الذين استخدم معهم طريقة التعزيز الأولى *Random* ونوع المعزز *Money*.
 - * مستوى الدلالة الخاص بالأثر الرئيسي لنوع المعزز.
 - * هل يوجد اثر للتفاعل بين طريقة التعزيز ونوع المعزز على تحصيل الطلبة في حل المسائل الرياضية.
٢. ما هو نوع الاختبار البعدي الذي يفضل استخدامه حسب بيانات هذه التجربة؟ ولماذا؟
٣. اكتب النتائج التي حصلت عليها؟
٤. استخدم الرسم البياني *Boxplot* لتوضيح نتائج تحليل التباين الشائي.
- يريد أحد الباحثين فحص مدة الوقت الذي يقضيه الآباء باللعب مع اطفالهم المعاقين. لقد قام هذا الباحث باختيار ٦٠ أباً موزعين الى ٦ مجموعات حسب جنس الطفل ونوع الإعاقة :

الاطفال الذكور الذين ليس لديهم اعاقة
الاطفال الاناث اللواتي ليس لديهن اعاقة
الاطفال الذكور ممن لديهم اعاقة جسدية
الاطفال الاناث ممن لديهن اعاقة جسدية
الاطفال الذكور ممن لديهم اعاقة عقلية
الاطفال الاناث ممن لديهن اعاقة عقلية

ثم طلب هذا الباحث من الآباء تدوين المدة بالدقائق التي يقضيها الاب باللعب مع ابنه يوميا ولمدة خمسة ايام.

ادخلت البيانات الى الحاسوب على شكل ٣ متغيرات كما يلي :

المتغير العامل الأول : جنس الطفل (*Gender*) (ذكر: *Male* ، انثى: *Female*).

المتغير العامل الثاني : نوع الاعاقة :

لا إعاقة Typically Developing

إعاقة جسدية Physical Disability

إعاقة عقلية Mental Retardation

- المتغير التابع : متوسط عدد الدقائق التي يقضيها الأب باللعب مع ابنه يوميا.
- استخدم ملف *Two-Way ANOVA Exercise 2* الذي يحتوي على البيانات المتعلقة بالتجربة السابقة للإجابة على الأسئلة ٥-٨.
٥. استخدم تحليل التباين الثنائي لتحقيق هدف هذا الباحث والمتمثل باختبار الفروق في الوقت الذي يقضيه الآباء باللعب مع ابنائهم تبعا لمتغيري جنس الطفل ونوع الإعاقة.
٦. ما هو نوع الاختبار البعدي الذي يفضل استخدامه حسب بيانات هذه التجربة؟ ولماذا؟
٧. اكتب النتائج التي حصلت عليها؟.
٨. استخدم الرسم البياني *Boxplot* لتوضيح هذه النتائج.

٨-٤ تحليل التباين المشترك *Analysis of Covariance*

يستخدم تحليل التباين المشترك (*ANCOVA*) عندما نريد مقارنة متوسطات متغير ما (المتغير التابع) لمجموعتين أو أكثر من الافراد بعد ضبط الفروقات بين هذه المجموعات على متغير اخر يسمى المتغير المشترك (*Covariate*)، والتصميم الاحصائي الاكثر شيوعا لاستخدام تحليل التباين المشترك هو التصميم التجريبي، فإذا اراد باحث اختبار اثر طريقة تدريس على تحصيل الطلبة في مادة الرياضيات فانه يقوم باختيار شعبة صفية بطريقة عشوائية، ثم يقوم بتدريس هذه الشعبة بالطريقة المراد اختبار اثرها على التحصيل. وحتى نتأكد ان هذه الطريقة ذات فاعلية اكثر لا بد من مقارنة نتائجها باحدى الطرق المستخدمة سابقا كالطريقة التقليدية مثلا. ولذلك يقوم باختيار شعبة صفية اخرى لتدرس بالطريقة التقليدية. وبعد الانتهاء من تدريس الشعبتين يقوم باجراء الاختبار التحصيلي لهما ويسمى هذا الاختبار بالاختبار البعدي، ومن الممكن اجراء المقارنة بين تحصيل الشعبتين بناء على نتائج هذا الاختبار، ولكن من الممكن ان تكون الفروقات في تحصيل طلبة هاتين الشعبتين اذا كانت موجودة لا تعود الى طريقة التدريس، بمعنى اخر اذا وجد ان تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة المراد فحص اثرها اعلى من تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة التقليدية، فإن ذلك ليس بالضرورة ان يكون اثرا لطريقة التدريس بمعنى اخر ربما يكون الفرق موجودا اصلا بين المجموعتين قبل اجراء عملية التدريس ولذلك فإن الباحث يقوم باجراء اختبار تحصيلي قبل اجراء التجربة يسمى الاختبار القبلي أو يقوم باختيار معدلات التحصيل في الفصل سابق مثلا. وذلك بهدف اختبار الفروقات قبل التجربة بين المجموعتين الضابطة والتجريبية واجراء الضبط عليها في حالة وجودها. ويسمى المتغير الذي يحتوى على العلامات القبلية سواء كانت لاختبار اجري للطلبة قبل القيام بعملية التدريس أو اذا استخدمت علامات التحصيل لفصل سابق بالمتغير المشترك *Covariate*.

مثال: يهتم أحمد بدراسة أثر طريقة تدريس الرياضيات باستخدام الحاسوب على تحصيل الطلبة في هذه المادة. وهو يعتقد أن الطلبة سيكونون أكثر استفادة (اعلى تحصيلاً) من هذه الطريقة بالمقارنة مع الطريقة التقليدية لتدريس الرياضيات، لقد قام احمد باختيار شعبتين صفيتين بطريقة عشوائية لاجراء التجربة عليهما، وقام برصد معدلات تحصيل هؤلاء الطلبة في مادة

الرياضيات في الفصل السابق لاجراء الضبط على المجموعتين (الشعبتين)، وقد تكونت الشعبة الاولى من ٣٢ طالبا والشعبة الثانية من ٢٨ طالبا ثم قام بتدريس الشعبة الاولى بالطريقة التقليدية والشعبة الثانية باستخدام الحاسوب، وبعد الانتهاء من تدريس المادة المقررة للشعبتين قام باجراء اختبار تحصيلي لهما ورصدت علامات:

إذا لدى أحمد المتغيرات التالية:

المتغير العائلي: *Factor* طريقة التدريس (*method*)، ويحتوي على مجموعتين: الاولى التي درست باستخدام الحاسوب (*Experemantal Group*) والثانية التي درست بالطريقة التقليدية وتسمى المجموعة الضابطة (*Control Group*).

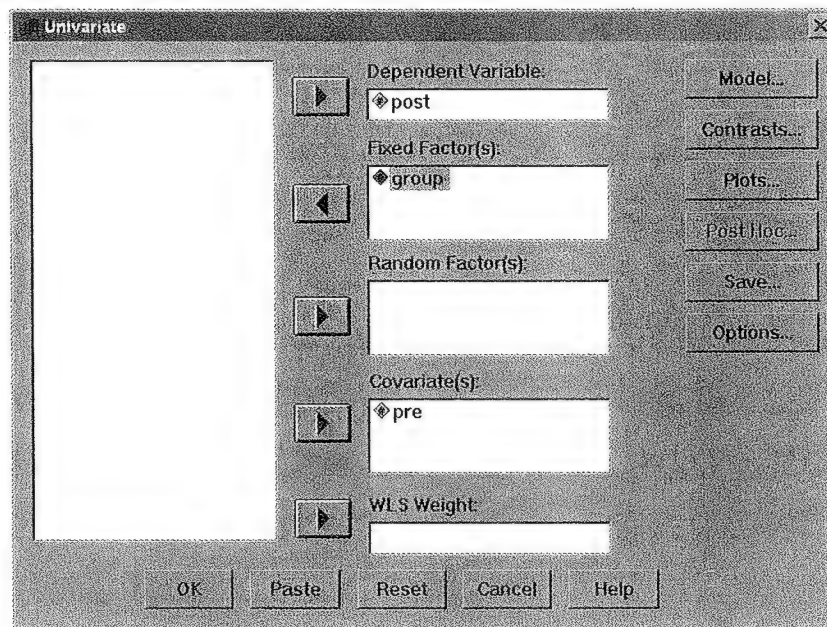
المتغير التابع *Independent* الذي يمثل علامات التحصيل على الاختبار البعدي (*post*) الذي سيستخدم لاختبار فاعلية التدريس باستخدام الحاسوب بالمقارنة مع الطريقة التقليدية.

المتغير المشترك *Covariate* الذي يمثل معدلات تحصيل طلبة المجموعتين الضابطة والتجريبية في الرياضيات للفصل السابق، والذي يستخدم لاجراء الضبط الاحصائي على المجموعتين قبل اجراء التجربة بحيث تلغى الفروقات في معدلات التحصيل بين طلبة المجموعتين قبل التجربة، وذلك حتى تكون الفروقات في تحصيل طلبة المجموعتين بعد التجربة عائدة لطريقة التدريس فقط.

ومن الجدير بالذكر ان تحليل التباين المشترك يشبه تحليل التباين سواء الاحادي أو ذي المستويات الاعلى من حيث الشروط الواجب تحقيقها لضمان دقة نتائج التحليل، ومن حيث فحص الاثر الرئيسي للمتغيرات العائلية أو المستقلة والتفاعلات بينها اذا كانت اكثر من متغير (راجع تحليل التباين)، والاختلاف بين تحليل التباين وتحليل التباين المشترك يكمن فقط في وجود المتغير أو المتغيرات المشتركة (*Covariates*). ويمكن صياغة أسئلة الدراسة باحدى الطرق التالية:

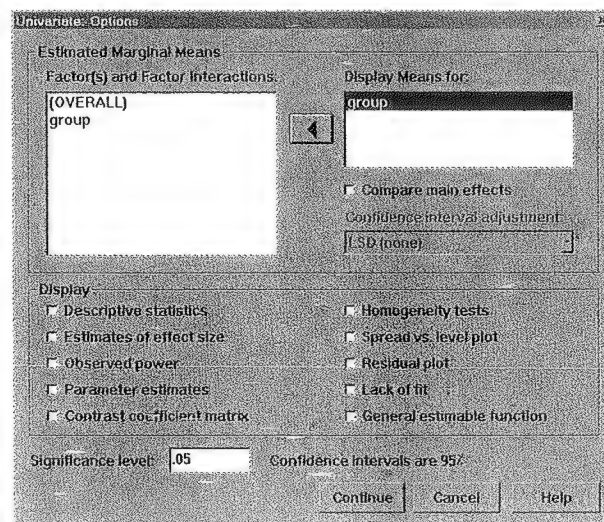
- ✽ هل هناك اختلاف في تحصيل الطلبة تعزى لمتغير طريقة التدريس؟
- ✽ هل هناك فروق في تحصيل الطلبة بين مجموعة الطلبة الذين تم تدريسهم باستخدام الحاسوب ومجموعة الطلبة الذين تم تدريسهم بالطريقة التقليدية؟
- ✽ هل هناك اثر للتدريس باستخدام الحاسوب على تحصيل الطلبة في مادة الرياضيات؟
- ✽ ولإجراء تحليل التباين المشترك افتح الملف *One Way ANCOVA data file* ثم اتبع الخطوات التالية:

١. انقر قائمة Analyze ثم انقر الإجراء General Linear Model ثم انقر Univariate ستظهر لك شاشة الحوار المبين في شكل (٢٢-٨).
٢. انقر اسم المتغير التابع (*post*) ثم انقر ▶ لنقله الى مربع Dependent Variable انظر شكل (٢٢-٨).
٣. انقر اسم المتغير العامل الأول (*group*) ثم انقر ▶ لنقله الى مربع Fixed Factor(s) انظر شكل (٢٢-٨).
٤. انقر اسم المتغير المشترك (*pre*) ثم انقر ▶ لنقله الى مربع Covariate(s)



شكل (٢٢-٨) : شاشة الحوار Univariate

٥. انقر مفتاح الاختيار Option ستظهر لك شاشة الحوار Univariate:Option المبين في شكل (٢٣-٨).



شكل (٢٣-٨) : شاشة الحوار Univariate:Options

٦. انقر اسم المتغير العامل (group) الموجود في مربع Factor(s) and Factor Interactions، ثم انقر ▶ لنقلها الى مربع Display Means For انظر شكل (٨-٢٣) وفي هذه الحالة سيتم حساب متوسطات معدلة للمتغير التابع (post) لكل فئة من فئات المتغير العامل (group)، اذا اردت حساب المتوسطات غير المعدلة للمتغيرين التابع والمشارك عليك استخدام اجراء Means من قائمة Compare Means.

٧. انقر Continue ستعود الى مربع Univariate.

٨. انقر Ok، سيقوم برنامج SPSS بإجراء الحسابات اللازمة، ثم سيقوم بإظهار نتائج هذا التحليل في شاشة حوار النتائج Output Navigator كما هو موضح في اشكال ٨-٢٤.

Univariate Analysis of Variance

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
GROUP	1	Experemental	32
	2	Control	28

شكل (٨-٢٤): نتائج تحليل التباين المشترك: توزيع أفراد العينة حسب فئات المتغير العامل group

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: POST

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Corrected Model	6259.823 ^a	2	3129.911	234.229	.000
Intercept	191.006	1	191.006	14.294	.000
PRE	6114.203	1	6114.203	457.560	.000
GROUP	337.881	1	337.881	25.285	.000
Error	761.670	57	13.363		
Total	232653.465	60			
Corrected Total	7021.493	59			

a. R Squared = .892 (Adjusted R Squared = .888)

شكل (٨-٢٤ب): نتائج تحليل التباين المشترك: اختبار F لفحص فرضيات الدراسة

GROUP

Dependent Variable: POST

GROUP	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Experemental	63.550 ^a	.647	62.254	64.846
Control	58.778 ^a	.692	57.392	60.164

a. Covariates appearing in the model are evaluated at the following values: PRE = 54.96.

شكل (٨-٢٤ج): نتائج تحليل التباين المشترك:
المتوسطات الحسابية المعدلة لكل فئة من فئات المتغير العامل *Group*

لقد قام برنامج SPSS وحسب الاختيارات التي تمت خلال الخطوات السابقة:

١. توزيع افراد العينة حسب مستويات المتغير العامل *Group* كما في شكل (٨-٢٤أ).
٢. نتيجة تحليل التباين المشترك في الشكل (٨-٢٤ب)، وفيه يظهر وجود فروق ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من $\alpha = 0,05$ ، بين مستويات (فئات) متغير طريقة التدريس *group*، حيث كانت قيمة مستوى الدلالة *Sig.* أقل من $0,05$.
٣. المتوسطات الحسابية المعدلة حسب قيم المتغير المشترك *Pre* للمتغير التابع *Post* لكل فئة من فئات المتغير العامل *Group*. كما يظهر الاخطاء المعيارية وفترات الثقة لمعدلة للمتغير التابع لكل فئة من فئات المتغير العامل، والتي تظهر في الشكل (٨-٢٤ج)، ويظهر في هذا الجدول ان متوسط التحصيل المعدل لطلبة المجموعة التجريبية كانت أعلى من متوسط تحصيل الطلبة المعدل للمجموعة الضابطة، فقد بلغ المتوسط الحسابي المعدل لطلبة المجموعة التجريبية ٦٣,٦ اي بزيادة ٥ درجات تقريبا عن متوسط تحصيل الطلبة للمجموعة الضابطة الذي بلغ متوسط تحصيلهم المعدل ٥٨,٨.

الارتباط والانحدار

الفصل التاسع

الارتباط والانحدار

٩-١ مقدمة

تحدثنا سابقاً عن فحص أثر متغير أو أكثر ذي فئات على متغير كمي (تابع) من خلال اختبار T أو تحليل التباين الأحادي، الشانتي، ... ولكن ماذا لو أردنا فحص أثر متغير أو أكثر من النوع الكمي على متغير كمي آخر (تابع)؟.

سنتناول في هذا الفصل تلك الطرائق التي يمكن من خلالها إيجاد العلاقة الخطية بين متغيرين كميين أو تلك المتبعة لفحص أثر متغير كمي أو أكثر على متغير كمي آخر وذلك من خلال الإجراءات الإحصائية: الارتباط الخطي *Linear Correlation* وتحليل الإنحدار الخطي المتعدد *Multiple Linear Regression*.

يمكن استخدام الارتباط الخطي الشانتي لفحص قوة واتجاه العلاقة بين متغيرين كميين، ولأن تفسير نتيجة هذا الاختبار لا يكون دائماً سهلاً لوجود بعض المتغيرات التي تؤثر سلباً أو إيجاباً على قوة العلاقة بين هذين المتغيرين فقد يستخدم نوع آخر من الارتباط يسمى الارتباط الخطي الجزئي *Partial Linear Correlation* الذي يستخدم لفحص قوة واتجاه العلاقة الخطية بين متغيرين كميين بعد استبعاد أثر متغير أو أكثر. ويستخدم تحليل الإنحدار الخطي الشانتي *Bivariate Linear Regression* لمحاولة تمثيل العلاقة (على شكل معادلة خطية) بهدف التنبؤ بقيمة متغير من خلال قيم المتغير الآخر، ويكون المتغير الأول كميًا ويسمى المتنبئ *Predictor* ويكون الثاني كميًا أيضاً ويسمى المتغير المتنبأ به، ويستخدم تحليل الإنحدار الخطي المتعدد لإيجاد العلاقة بين مجموعة من المتغيرات (الكمية) المتنبأ *Predictors* ومتغير كمي متنبأ به يسمى المتغير التابع.

يستخدم معامل ارتباط بيرسون *Pearson Correlation Coefficient* لقياس قوة واتجاه العلاقة الخطية بين متغيرين كميين، ويستخدم معامل ارتباط سبيرمان *Spearman* أو كاندال تاو ب *Kandal Tau-B* لقياس قوة الارتباط (التوافق) بين متغيرين ترتيبيين *Ordinal*، ومن خلال الاختبار الإحصائي المرافق لقيمة معامل الارتباط يمكن اقرار أو عدم اقرار وجود علاقة خطية ذات دلالة إحصائية بين المتغيرين .

مثال : يفترض أحد الباحثين ان الاشخاص الذين يملكون نظره ايجابية نحو انفسهم في جانب ما لا بد ان تكون لهم نظرة ايجابية مماثلة في جانب اخر . اختار هذا الباحث ٨٠ شخصا طبق عليهم اختبار " مفهوم الذات " الذي يحتوي على ٤ جوانب فرعية لمفهوم الذات وهي (العلاقات الاجتماعية *Intimate Relationship* و (العلاقات مع الاصدقاء *Relationships with Friends* و (المعرفة والتفسير المنطقي للاشياء *Common Sense and Everyday Knowledge* و (مفهوم الذات العام *General*) وبعد إدخال البيانات المتعلقة بهذا الاختبار الى الحاسوب قام بحساب معاملات ارتباط بيرسون لفحص افتراضه .

١-٢-٩ الشروط الواجب توفرها لاستخدام معامل ارتباط بيرسون:

الشرط الأول: يجب ان يكون توزيع كل متغير من المتغيرين المراد ايجاد العلاقة بينهما طبيعيا. فإذا تحقق هذا الشرط فإننا نضمن وجود العلاقة الخطية بين المتغيرين، وإلا فإن وجود العلاقة الخطية غير مضمون، وربما تكون هناك علاقة ولكن غير خطية بين هذين المتغيرين، علما بأن معامل ارتباط بيرسون يقيس فقط قوة واتجاه العلاقة الخطية ولا يقيس قوة أو اتجاه العلاقة غير الخطية.

ولفحص شكل العلاقة بين متغيرين سواء أكانت خطية ام غير خطية يمكن استخدام الرسومات البيانية مثل رسم الانتشار البياني *Scatter Plot* لفحص شكل العلاقة الموجودة بين المتغيرين .

الشرط الثاني: يجب ان تكون العينة عشوائية وقيم المتغيرين لشخص ما لا تعتمد

على قيم المتغيرين لشخص آخر، أي ان قيم افراد العينة مستقلة عن بعضها بعضاً. وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة معامل الارتباط غير دقيقة، ولا يمكن الوثوق بها.

وتقع قيمة معامل الارتباط بين -1 الى 1، وهذه القيمة تدل على قوة أو ضعف العلاقة بين المتغيرين، فإذا كانت القيمة كبيرة كفاية بغض النظر عن الإشارة فإن العلاقة بين المتغيرين قوية، وتعتبر العلاقة قوية إحصائياً إذا كان مستوى دلالة الاختبار الإحصائي المرافق لمعامل الارتباط صغيرة (أقل من 0,05). أما إشارة معامل الارتباط فإنها تدل على اتجاه العلاقة بين المتغيرين، فإذا كانت الإشارة موجبة فإن زيادة قيم أحد المتغيرات ترافقها زيادة في قيم المتغير الآخر، ونقصان قيم هذا المتغير يرافقها نقصان في قيم المتغير الآخر، أي ان العلاقة بين المتغيرين طردية. أما الإشارة السالبة فإنها تعني ان زيادة قيم أحد المتغيرات يرافقها نقصان في قيم المتغير الآخر والعكس صحيح، أي ان العلاقة عكسية.

ويمكن تقييم قيمة معامل الارتباط على الشكل التالي :

$$0.3 < R < 0.3 - \text{ضعيفة}$$

$$0.3 < R \leq 0.7 \text{ أو } -0.7 < R \leq -0.3 - \text{متوسطة}$$

$$0.7 \leq R \leq 1.0 \text{ أو } -1.0 \leq R \leq -0.7 - \text{قوية}$$

وإذا كان بالامكان اعتبار أحد المتغيرات كمتنبئ للمتغير الآخر "المتنبأ به" فإن قيمة مربع معامل الارتباط تدل على قوة العلاقة بين المتغيرين وبالتحديد فهي تدل على نسبة التباين الذي يفسره المتغير المتنبئ من تباين المتغير المتنبأ به.

٢-٢-٩ حساب قيمة معامل الارتباط

سنستخدم المثال السابق الموجودة بياناته في ملف *Correlation Data file 1* والذي يحتوي على المتغيرات التالية :

العلاقات الاجتماعية	: Intimate
العلاقات مع الاصدقاء	: Friend
المعرفة والتفسير المنطقي للاشياء	: Common
مفهوم الذات العام	: General

بهدف صياغة اسئلة الدراسة وحساب معامل ارتباط بيرسون .
يمكن صياغة سؤال الدراسة باحدى الطرائق التالية :

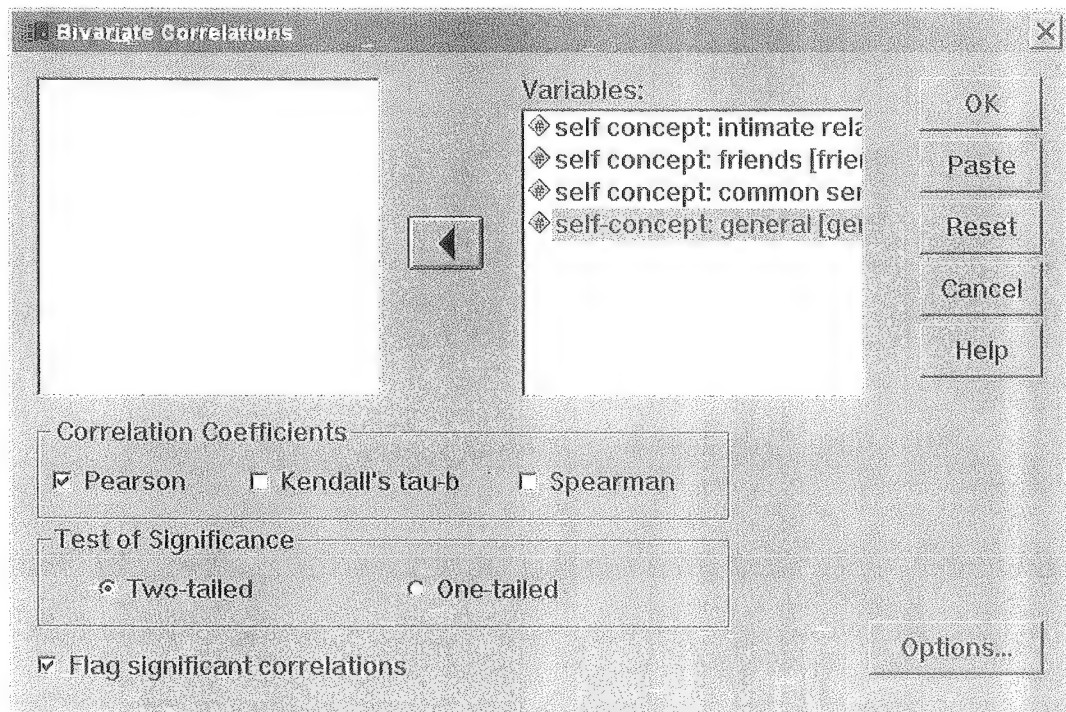
هل توجد علاقة بين جوانب مفهوم الذات الاربعة؟

او

هل يترافق وجود مفهوم ذات عالٍ في أحد الجوانب بوجود مفهوم ذات عالٍ في الجوانب الاخرى؟

لحساب معامل الارتباط افتح الملف السابق *Correlation Data file 1* ثم اتبع الخطوات التالية :

١. انقر قائمة **Analyze** ثم **Correlate** ثم **bivariate** ستظهر لك شاشة حوار الارتباط الثنائي **Bivariate Correlation** الميينة في شكل (٩-١) .

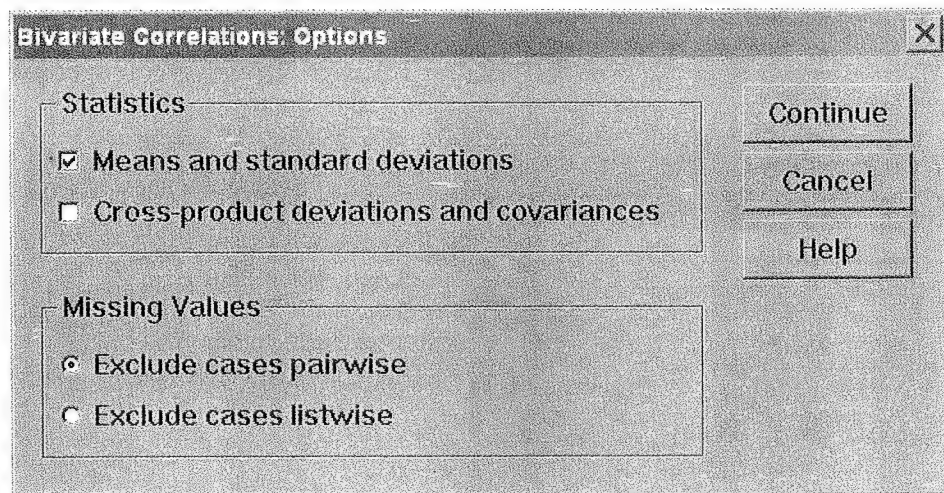


شكل (٩-١): شاشة حوار الارتباط الثنائي **Bivariate Correlation**

٢. اختر اثنين أو أكثر من المتغيرات الكمية المراد حساب معامل الارتباط لها ثم انقر ▶ لنقلها إلى مربع Variable كما في شكل (٩-١).

٣. اختر معامل ارتباط بيرسون Pearson بالنقر على مربع الاختيار المقابل الموجود في مربع Correlation Coefficients، وكما ذكرنا سابقاً فإن معامل ارتباط بيرسون يستخدم لحساب معامل الارتباط بين متغيرين كميين يتحقق بهما الشرطان المذكوران سابقاً، ويستخدم معامل ارتباط التوافق سبيرمان Spearman أو كاندال تاو-ب Kendall's Tau-b بين متغيرين لا يتحقق بهما الشرطان السابقان.

٤. انقر مفتاح Option ستظهر لك شاشة الحوار Bivariate Correlation: Option انظر شكل (٩-٢)، انقر على مربع الاختيار المقابل Means and Standard Deviations وذلك لحساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية لكل متغير من المتغيرات المراد حساب معامل الارتباط لها.



شكل (٩-٢): شاشة حوار Bivariate Correlations: Options

٥. انقر Continue ستعود إلى شاشة الحوار Correlation Coefficient المبينة في شكل (٩-١).

٦. انقر Ok ستظهر لك نتائج هذا الإجراء الإحصائي في شاشة حوار النتائج Output Navigator كما هو موضح في أشكال (٩-٣).

Correlations

Descriptive Statistics

	Mean	Std.	N
self concept: intimate relationships	50.48	6.18	80
self concept: friends	53.98	6.91	80
self concept: common sense intelligence	52.23	7.32	80
self-concept: general	53.79	4.89	80

شكل (٩-٣) : الإحصاءات الوصفية Descriptive Statistics للمتغيرات التي تم اختيارها

Correlations

		selfconcept: intimate relationships	selfconcept: friends	selfconcept: common sense intelligence	selfconcept: general
selfconcept: intimate relationships	Pearson Correlation	1	.552 **	.351 **	.393 **
	Sig. (2-tailed)	.	.000	.001	.000
	N	80	80	80	80
selfconcept: friends	Pearson Correlation	.552 **	1	.462 **	.546 **
	Sig. (2-tailed)	.000	.	.000	.000
	N	80	80	80	80
selfconcept: common sense intelligence	Pearson Correlation	.351 **	.462 **	1	.525 **
	Sig. (2-tailed)	.001	.000	.	.000
	N	80	80	80	80
selfconcept: general	Pearson Correlation	.393 **	.546 **	.525 **	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.000	.
	N	80	80	80	80

*. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

شكل (٩-٣ب) : معاملات ارتباط بيرسون للمتغيرات التي تم اختيارها

لقد قام البرنامج بحساب الإحصاءات الوصفية (الوسط الحسابي والانحراف المعياري)، كما يبين شكل (٩-٣أ) لكل متغير من المتغيرات التي تم اختيارها لحساب معاملات الارتباط. ثم حسبت معاملات ارتباط بيرسون بين كل متغيرين من المتغيرات التي تم اختيارها، وهي تلك التي تظهر في الجزء العلوي من شكل (٩-٣ب) مقابل

اسم *Pearson Correlation*، وقد ميزت تلك المعاملات ذات الدلالة الإحصائية على مستوى أقل من (٠,٠٥) بوضع إشارة * مقابل معامل الارتباط، وميزت معاملات الارتباط ذات الدلالة الإحصائية على مستوى أقل من (٠,٠١) بوضع ** مقابلها، ولم تميز معاملات الارتباط غير الدالة إحصائياً بأي إشارة، لاحظ أن معاملات الارتباط في هذا المثال جميعها ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من (٠,٠١). كما حسبت مستويات الدلالة لكل معامل من هذه المعاملات، وهي تلك التي تظهر في الجزء الأوسط من شكل (٩-٣) مقابل اسم *Sig (2-Tailed)*. وقد ظهر في الجزء السفلي من شكل (٩-٣) عدد أفراد العينة *N* التي تم استخدامها لحساب معاملات الارتباط.

لقد تعلمنا كيف نقوم بحساب معاملات الارتباط الداخلية بين مجموعة واحدة من المتغيرات مكونة من اثنين أو أكثر من المتغيرات، وقد لاحظنا أن برنامج *SPSS* يقوم بحساب معامل الارتباط الثنائي بين كل زوج من المتغيرات في هذه المجموعة. ولكن ماذا لو أردنا حساب معامل الارتباط بين مجموعتين من المتغيرات بحيث يحسب معامل الارتباط بين كل متغير من المجموعة الأولى مع كل متغير من المجموعة الثانية بدون حساب معاملات الارتباط الداخلية بين متغيرات المجموعة الأولى أو معاملات الارتباط بين متغيرات المجموعة الثانية، ولعمل ذلك يجب استخدام شاشة التعليمات *Syntax Window* وكتابة هذه التعليمات. وحتى نقوم بذلك اتبع الخطوات التالية:

١. انقر **File** ثم **New** ثم **Syntax** ستظهر لك شاشة التعليمات **Syntax Window**.

٢. اطلع التالي بدقة كما هو مبين في الشاشة، مستبدلاً *[group 1]* بأسماء المتغيرات في المجموعة الأولى بحيث يفصل اسم أي متغير عن المتغير الذي يليه فراغ واحد. وتستبدل *[group 2]* بأسماء المتغيرات في المجموعة الثانية بحيث يفصل اسم أي متغير عن المتغير الذي يليه فراغ واحد.

CORRELATIONS

/VARIABLES = [group 1] WITH [group 2]

/PRINT = TWOTAIL NOSIG

/STATISTICS DESCRIPTIVES

/MISSING = PAIRWISEÛ

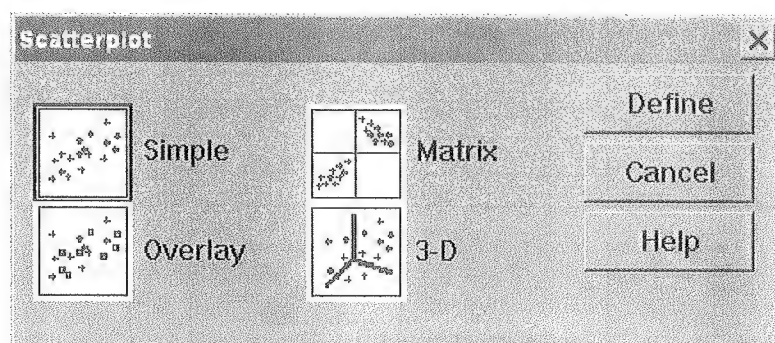
ولتنفيذ هذا الإجراء ظلل هذه التعليمات ثم اضغط مفتاح **Run** ستظهر لك النتائج في

شاشة النتائج *Output Navigator*.

٣-٢-٩ تمثيل النتائج من خلال الرسوم البيانية

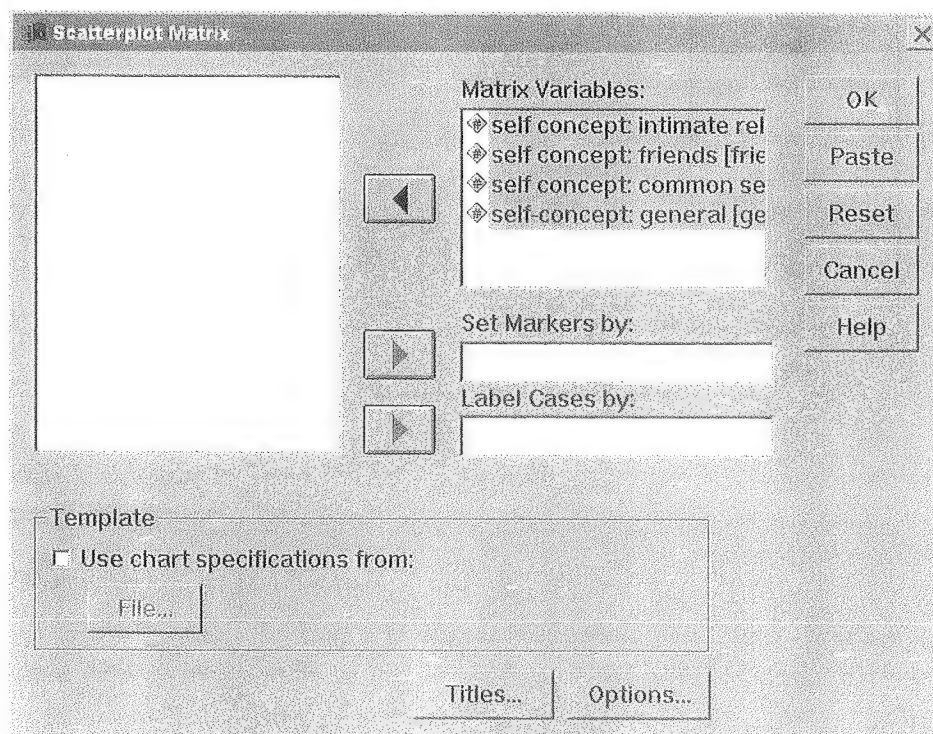
يمكن استخدام لوحة الانتشار Scatter Plot لتمثيل شكل وقوة العلاقة بين متغيرين كميين بيانياً ولإجراء ذلك اتبع الخطوات التالية:

١. انقر قائمة Graphs ثم انقر Scatter ستظهر لك شاشة حوار Scatterplot الممينة في شكل (٩-٤).



شكل (٩-٤): شاشة حوار Scatterplot

٢. انقر شكل Matrix ثم انقر مفتاح Define سيظهر لك مربع حوار Matrix كما هو موضح في شكل (٩-٥).

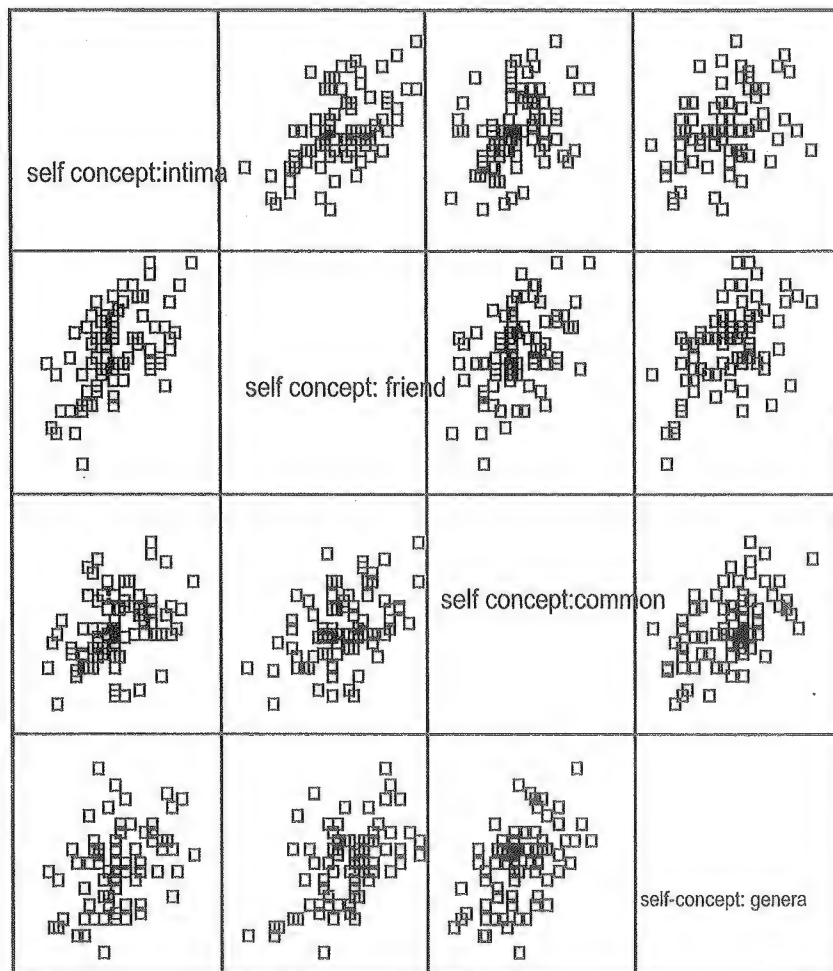


شكل (٩-٥): شاشة الحوار Scatterplot Matrix

٣. اضغط مفتاح [Ctrl] ثم انقر المتغيرات التي تريد فحص الارتباط بينها (, intimate friend , common , general).

٤. انقر ▶ لنقلها الى مربع Matrix Variables.

٥. انقر Ok ستظهر لك النتائج في شاشة حوار النتائج كما هو موضح في شكل (٩-٦).



شكل (٩-٦): الرسم البياني Scatterplot لابعاد مفهوم الذات

٩-٢-٤ كتابة النتائج:

يمكن كتابة نتائج الإجراء الإحصائي كما يلي:

استخرجت معاملات ارتباط بيرسون لفحص وجود علاقة بين ابعاد مفهوم الذات المختلفة، وقد وجد من خلال هذه النتائج المبينة في جدول ٩-١ ان هناك علاقة ذات دلالة إحصائية بين كل زوج من هذه الابعاد، وقد بلغت اقوى العلاقات ٠,٥٥٢ بين

بعدي العلاقات الشخصية Intimate relationships و العلاقات مع الاصدقاء friends ، وكان اضعفها العلاقة بين بعدي العلاقات الشخصية Intimate relationships والمعرفة والتفسير المنطقي للاشياء Common Sence Intelligence حيث بلغ معامل الارتباط ٠,٣٥١ ، وهذا ما يوضحه الرسم البياني Scatterplot المبين في شكل (٩-٦) .

جدول ٩-١

مصنوفة معاملات الارتباط بين ابعاد مفهوم الذات الاربعة

	friends	common sense intelligence	general
intimate relationships	.552(**)	.351(**)	.393(**)
friends		.462(**)	.546(**)
common sense intelligence			.525(**)

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

٩-٢-٥ تمارين

يريد الباحث احمد فحص العلاقة بين تقييم الطلبة لكفاءة المدرس الجامعي في التدريس وعلامة الطالب في المادة نفسها التي يقوم بها هذا المدرس. لقد قام احمد بأخذ احدى شعب مدرس ما والتي تحتوي ٥٠ طالبا، ثم استخدمت اداة مصممة لتقييم المدرسين في الجامعة وقام بتوزيعها على الطلبة، وبعد جمع البيانات قام بادخالها الى الحاسب وقام بحساب درجتين من خلال العلامات على الاستبانة، الدرجة الاولى ($R1$) التي تمثل كفاءة المدرس، والدرجة الثانية ($R2$) التي تمثل التزام المدرس، كما ادخل الى الحاسوب معدل كل طالب (Ach) في هذه المادة.

استخدم البيانات الموجودة في ملف *Correlation Exercise File 1*، والمتعلقة بالمشكلة البحثية السابقة للاجابة على التمارين ١ - ٤ .

١. استخراج معاملات ارتباط بيرسون بين المتغيرات السابقة وحدد ما يلي في النتائج.

✿ قيمة مستوى الدلالة P المتعلقة بقيمة الارتباط بين كفاءة المدرس $R1$ والالتزام المدرس $R2$.

✿ قيمة معامل الارتباط بين كفاءة المدرس ومعدل الطلبة.

* قيمة معامل الارتباط بين التزام المدرس ومعدل الطلبة.

٢. ما هي قيمة الارتباط بين كفاءة المدرس ومعدل الطلبة؟

٣. اكتب النتائج التي حصلت عليها.

٤. استخدم الرسم البياني *Scatterplot* لتوضيح النتائج.

يفترض احمد ان الطلبة الذين لديهم تحصيل عال في أحد المباحث يكون لديهم تحصيل عال على بقية المباحث، و الطلبة الذين لديهم تحصيل منخفض في أحد المباحث يكون لديهم تحصيل منخفض في المباحث الاخرى. لقد قام بتسجيل علامات ١٥٠ طالبا في ٥ مباحث هي: الرياضيات *math* و اللغة العربية *arb* و التاريخ *hist* والعلوم *scien* و اللغة الانجليزية *eng*.

ادخلت هذه العلامات الى الحاسوب في الملف المسمى *Correlation Exercise File 2* استخدم هذه البيانات للإجابة على الاسئلة ٥ - ٨ .

٥. استخرج معاملات الارتباط بين تحصيل الطلبة في كل من الرياضيات والعلوم مع كل من تحصيل الطلبة في الاجتماعيات والتاريخ واللغة الانجليزية.

٦. ما هي النتيجة التي حصل عليها احمد من خلال الارتباط بين المجموعتين؟

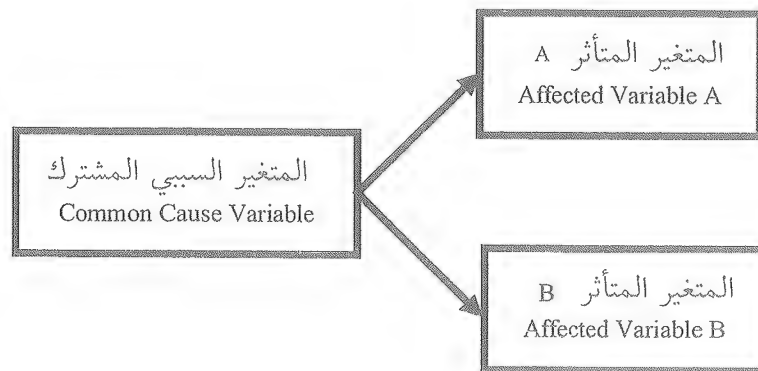
٧. احسب المتغيرين التاليين : (١) معدل التحصيل في الرياضيات والعلوم و (٢) معدل التحصيل في الاجتماعيات واللغة الانجليزية والتاريخ * واستخرج معامل الارتباط بين معدل التحصيل في المباحث العلمية و معدل التحصيل في المباحث الاجتماعية والانسانية. ما هي النتيجة التي حصلت عليها؟

٨. ماذا تستنتج من نتيجة هذا الارتباط ؟ و هل يختلف عن النتيجة في سؤال ٦.

يستخدم الارتباط الجزئي عندما نكون بحاجة لإيجاد العلاقة الخطية بين متغيرين بعد استبعاد أثر متغير أو أكثر (Control) عن هذه العلاقة، وهي تعني إيجاد العلاقة الخطية بين متغيرين بعد اعتبار أن جميع أفراد العينة لديهم الصفات (القيم) نفسها للمتغيرات الضابطة (Control)، ويستخدم الاختبار الإحصائي t لفحص ما إذا كانت قيمة معامل الارتباط مساوية للصفر (غير دالة إحصائياً) أم لا (دالة إحصائياً).

مثال : تجري سعاد بحثاً عن العلاقة بين قوة الساق والقدرة على التسلق السريع للمرتفعات لدى عينة من طلبة الكلية، وهي تفترض أن هذه العلاقة هي نتيجة للياقة البدنية المكتسبة لدى الطالب، بمعنى أن الطلبة الذين يتدربون أكثر تصبح لديهم قوة ساق أكثر وبالتالي قدرة على التسلق أكثر. وفحص فرضيتها قامت بتدوين قوة الساق والقدرة على التسلق السريع لدى ٤٠ من طلبة الكلية، كما قامت بتدوين عدد الساعات الأسبوعية التي يستغرقها الطالب في التمرين، تريد سعاد فحص العلاقة بين قوة الساق والقدرة على التسلق بعد استبعاد أثر عدد ساعات التدريب (إفترض أن جميع الطلبة يتدربون العدد نفسه من الساعات).

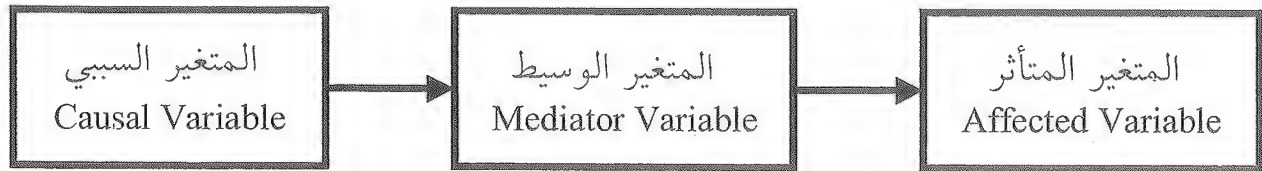
ويمكن من خلال معامل الارتباط الجزئي استنتاج سبب ارتباط متغيرين، حيث يكون هناك دائماً أحد تفسيرين، الأول : يكون المتغيران مرتبطين لأنهما سببان لمتغير ثالث، انظر شكل (٧-٩).



شكل (٧-٩) : إفترض السبب المشترك Common Cause Hypothesis

فإذا كان هذا الافتراض صحيحا فإن العلاقة بين المتغيرين لا تساوي صفرا بينما العلاقة بين المتغيرين بعد استبعاد أثر المسبب (المتغير الثالث) تكون صفرا. والمثال السابق يوضح هذا الاحتمال، اذ تفترض الباحثة ان قوة الساق والقدرة على التسلق هما سبب لعدد التدريب، فإذا كان هذا الافتراض صحيحا فإن العلاقة بين قوة الساق والقدرة على التسلق لا تساوي صفرا، وتكون مساوية للصفر عند استبعاد أثر ساعات التدريب (أي عند افتراض ان جميع الافراد يتدربون العدد نفسه من الساعات).

اما التفسير الثاني فهو : يربط بين المتغيران A و B لأن المتغير A سبب للمتغير B من خلال متغير أو اكثر، انظر شكل (٩-٨)، ويسمى هذا الافتراض بإفتراض الوسيط (Mediator Variable Hypothesis)، وهو إفتراض ان المتغيرين A و B يرتبطان لأن المتغير A سبب للمتغير B من خلال متغير أو اكثر، انظر شكل (٩-٨)، وإذا كان هذا الافتراض صحيحا فإن العلاقة بين المتغيرين A و B لا تساوي صفرا، في حين تكون هذه العلاقة مساوية للصفر بعد استبعاد أثر المتغيرات الوسيطة.



شكل (٩-٨): إفتراض المتغير الوسيط Mediator Variable Hypothesis

٩-٣-١ الشروط الواجب توافرها لحساب معاملات الارتباط الجزئية

كما في الإجراءات الإحصائية الأخرى يجب توافر بعض الشروط لضمان دقة نتيجة الإجراءات الإحصائي المطلوب، وحتى يكون معامل الارتباط الجزئي دقيقا وموثوقا يجب توافر الشرطين التاليين:

الشرط الأول: يجب ان يكون توزيع كل متغير من المتغيرات الداخلة في حساب معامل الارتباط الجزئي طبيعيا، فإذا تحقق هذا الشرط فإن العلاقة الوحيدة الموجودة بين المتغيرين هي العلاقة الخطية، وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن العلاقة ربما تكون غير خطية، ومن الممكن فحص نوع العلاقة من خلال رسم لوحة الانتشار كما سنرى لاحقا.

الشرط الثاني: يجب ان تكون العينة عشوائية، ويجب ان تكون قيم افراد العينة على كل متغيرات الدراسة مستقلة عن بعضها بعضاً. وإذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة الارتباط غير موثوق بها.

٢-٣-٩ حساب معاملات الارتباط الجزئية

سنستخدم مثال مفهوم الذات الذي مر معنا سابقا والموجودة بياناته في الملف *Correlation Data File 1* لصياغة اسئلة الدراسة ولحساب معاملات الارتباط الجزئية، والجدول التالي يوضح المتغيرات التي يحتويها هذا الملف:

العلامة العالية تعني مفهوم ذات عالية في مجال العلاقات الاجتماعية

مجال العلاقات الاجتماعية *Intimate*

العلامة العالية تعني مفهوم ذات عالية في مجال العلاقات مع الاصدقاء

مجال العلاقات مع الاصدقاء

Friends

العلامة العالية تعني مفهوم ذات عالية في مجال المعرفة والتفسير المنطقي للاشياء

مجال العلاقات المعرفية والتفسير

المنطقي للاشياء *Common Sense and*

Everyday Knowledge

العلامة العالية تعني مفهوم ذات عالية في المجال العام (وهو ليس مجموع للابعاد السابقة)

مجال التعامل مع الحياة اليومية

(المجال العام) *General*

يمكن صياغة سؤال الدراسة على الشكل التالي:

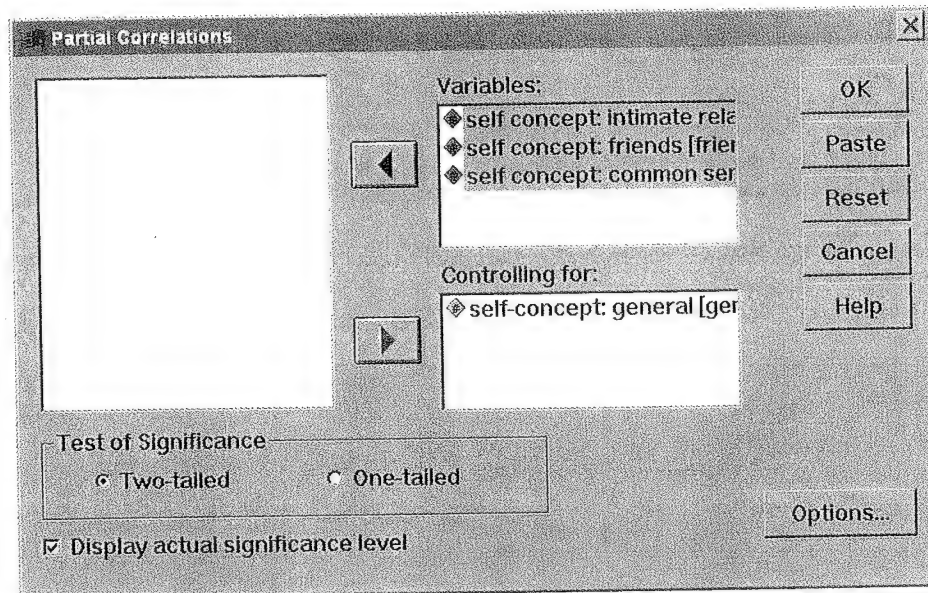
"هل يكون الافراد الذين لديهم مفهوم ذات عالٍ في احد ابعاد مفهوم الذات يكون لديهم مفهوم ذات عالٍ في الابعاد الاخرى لمفهوم الذات إذا كان لديهم المستوى نفسه لمفهوم الذات العام".

لحساب معاملات الارتباط الجزئي اتبع الخطوات التالية:

١. أنقر قائمة *Analyze* ثم *Correlate* ثم *Partial* ستظهر لك شاشة حوار *Partial Correlation* المبينة في شكل (٩-٩).

٢. اضغط مفتاح [Ctrl] ثم انقر المتغيرات *intimate* و *friends* و *common*

٣. انقر ▶ لنقلها الى مربع Variables .



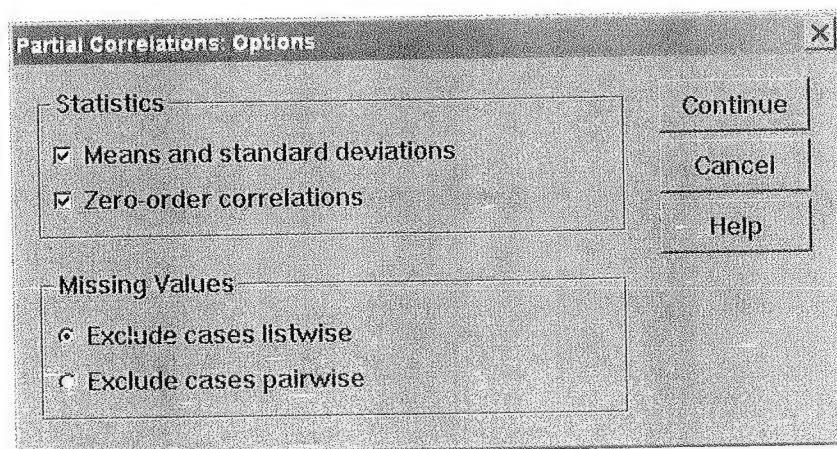
شكل (٩-٩): شاشة حوار الارتباط الجزئي Partial Correlation

٤. انقر *general* ثم انقر ▶ لنقله الى مربع Controlling for .

٥. انقر Two-tailed في مربع Test of Significance .

٦. انقر Options ستظهر لك شاشة حوار Partial Correlation : Options المبينة في

شكل (٩-١٠)، ثم انقر Means and Standard deviations و Zero-Order correlations في مربع Statistics .



شكل (٩-١٠) : شاشة حوار Partial Correlations : Options

٧. انقر Continue.

٨. انقر Ok، ستظهر لك النتائج في شاشة حوار النتائج كما هو مبين في اشكال (٩-١١).

Partial Corr

Variable	Mean	Standard Dev	Cases
INTIMATE	50.4750	6.1828	80
FRIEND	53.9750	6.9099	80
COMMON	52.2250	7.3225	80
GENERAL	53.7875	4.8904	80

شكل (٩-١١): المتوسطات والانحرافات المعيارية للمتغيرات

PARTIAL CORRELATION COEFFICIENTS

Zero Order Partial

	INTIMATE	FRIEND	COMMON	GENERAL
INTIMATE	1.0000 (0) P= .	.5523 (78) P= .000	.3513 (78) P= .001	.3927 (78) P= .000
FRIEND	.5523 (78) P= .000	1.0000 (0) P= .	.4617 (78) P= .000	.5460 (78) P= .000
COMMON	.3513 (78) P= .001	.4617 (78) P= .000	1.0000 (0) P= .	.5245 (78) P= .000
GENERAL	.3927 (78) P= .000	.5460 (78) P= .000	.5245 (78) P= .000	1.0000 (0) P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

شكل (٩-١١ب): معاملات الارتباط الثنائية Zero-Order Correlations

PARTIAL CORRELATION COEFFICIENTS

Controlling for..	GENERAL		
	INTIMATE	FRIEND	COMMON
INTIMATE	1.0000 (0) P= .	.4385 (77) P= .000	.1856 (77) P= .102
FRIEND	.4385 (77) P= .000	1.0000 (0) P= .	.2458 (77) P= .029
COMMON	.1856 (77) P= .102	.2458 (77) P= .029	1.0000 (0) P= .

(Coefficient / (D.F.) / 2-tailed Significance)

" . " is printed if a coefficient cannot be computed

شكل (٩-١١ج): معاملات الارتباط الجزئية *Partial Correlations*

لقد تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية كما يظهر في شكل (٩-١١أ) لكل متغير من المتغيرات التي تم اختيارها في الخطوة رقم ٢. كما حسبت معاملات الارتباط الثنائية كما يظهر في شكل (٩-١١ب)، و كل خلية في هذا الجدول تمثل معامل الارتباط في الأعلى، وعدد افراد العينة في الوسط ومستوى الدلالة في الاسفل، فإذا كانت قيمة مستوى الدلالة أقل من المستوى المقبول (٠,٠٥) فإن معامل الارتباط يكون مقبولا إحصائيا. وقد حسبت معاملات الارتباط الجزئية كما يظهر في شكل (٩-١١ج)، وكما يبين جدول معاملات الارتباط الثنائية فإن كل خلية تحتوي على معامل الارتباط الجزئي في الأعلى وعدد افراد العينة في الوسط ومستوى الدلالة في الاسفل، وإذا كانت قيمة مستوى الدلالة أقل من المستوى المقبول (غالبا ٠,٠٥) فإن قيمة معامل الارتباط الجزئي مقبولة إحصائيا، اما إذا كانت هذه القيمة اكبر من المستوى المقبول فإن معامل الارتباط غير مقبول إحصائيا، ويمكن اقرار عدم وجود علاقة بين المتغيرين. وإذا قمنا بحساب معاملات الارتباط الجزئية لمجموعة من المتغيرات كما فعلنا في هذا المثال، وحتى نقلل من احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة

(الخطأ من النوع الأول) فيجب تعديل مستوى الدلالة ليصبح ٠,٠٥ مقسوما على عدة معاملات الارتباط المحسوبة (٣ في هذا المثال) لتصبح في هذا المثال ٠,٠١٦٧، وباستخدام هذا المعيار فإن معاملات الارتباط الجزئية بين *Intimate* و *friends* هي الارتباط الجزئي المقبول إحصائيا من اصل الثلاثة ارتباطات المحسوبة.

٩-٣-٣ استخدام الرسوم البيانية لتوضيح النتائج

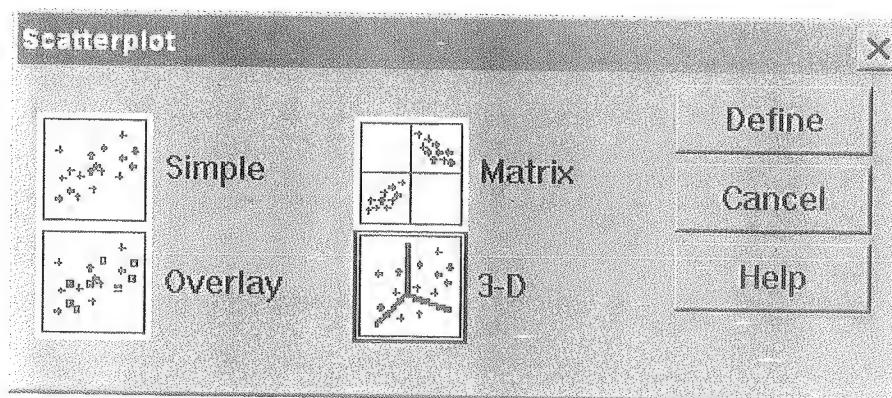
هناك طريقتان لاستخدام الرسوم البيانية لتوضيح معاملات الارتباط الجزئية، الأولى باستخدام لوحة الانتشار ثلاثية الابعاد *D Scatterplot* والثانية باستخدام لوحة الانتشار الشائبة مع علامات التمييز *D Scatterplot with markers*.

لوحة الانتشار ثلاثية الابعاد *D-Scatterplot*

لوحظ ان تفسير هذا الرسم البياني ليس سهلا، ولذلك استخدمت استراتيجية تجزئة المتغير الضابط *Control Variable* الى جزأين اعلى واسفل الوسيط، فإذا كان هدفنا استخراج معامل الارتباط الجزئي بين عاملي *intimate* و *friends* بعد ضبط عامل *general* فإننا نقوم بقسمة متغير *general* الى قسمين الأول يتكون من تلك القيم التي تقل عن الوسيط (*low*)، والثاني تلك القيم التي تزيد على الوسيط (*high*)، ويجب ان توضع هذه النتيجة في متغير جديد يسمى مثلا *rgeneral*، ثم اتبع الخطوات التالية :

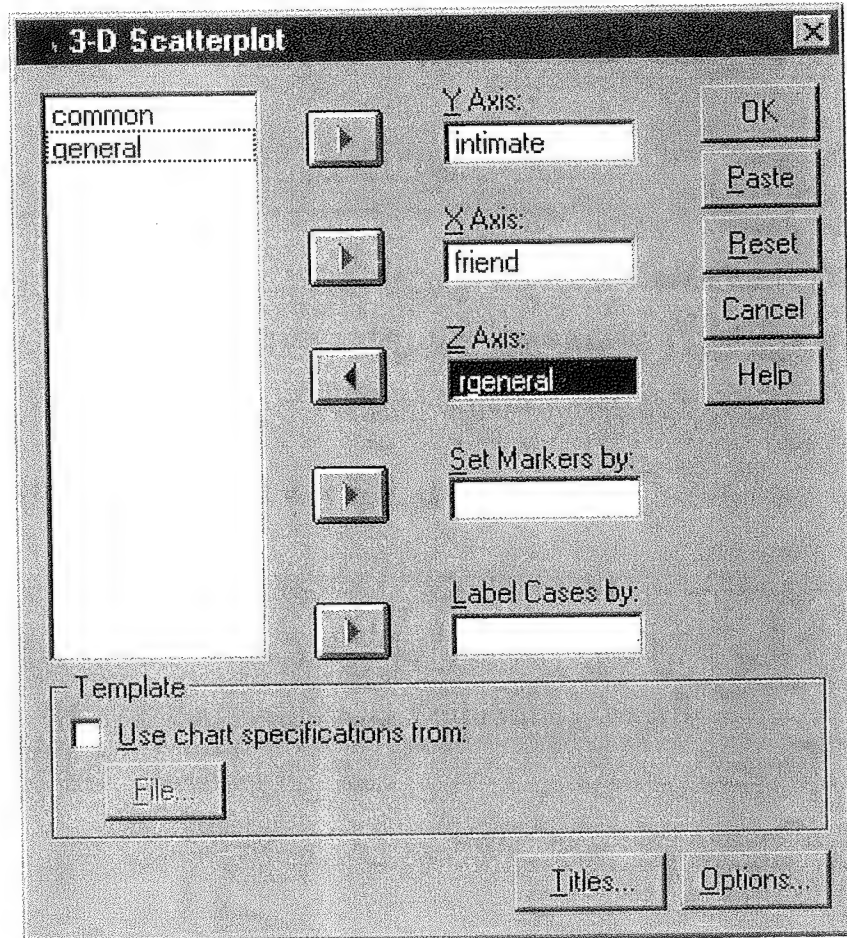
١. اقسام المتغير السابق الي قسمين كما ذكرنا سابقا وسم المتغير الجديد *rgeneral*.

٢. انقر *graphs* ثم *scatter* ستظهر لك شاشة حوار *Scatterplot* كما يظهر في شكل (٩-١٢).



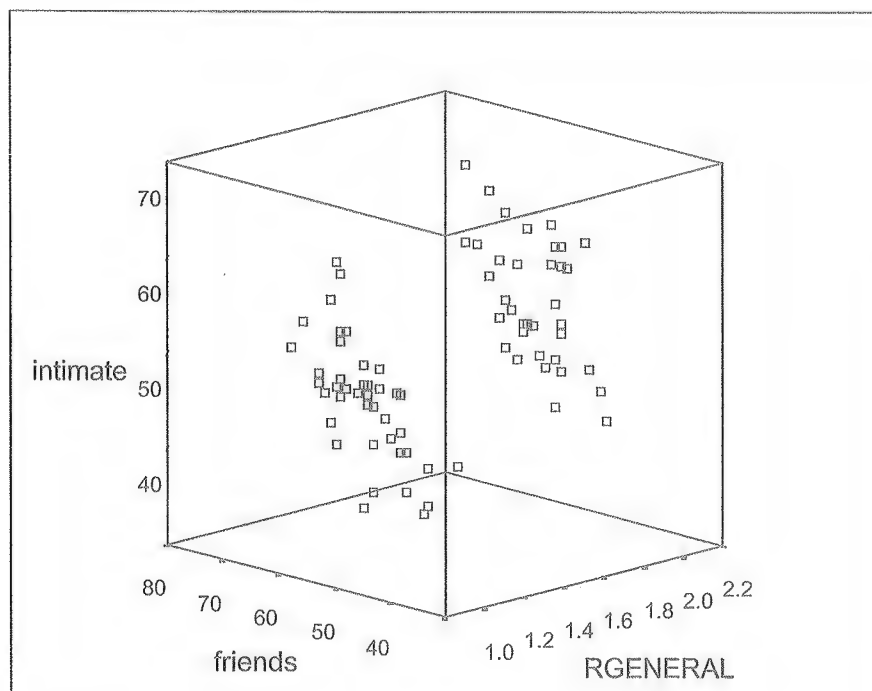
شكل (٩-١٢) : شاشة حوار Scatterplot

٣. انقر 3-D ثم انقر Define ستظهر لك شاشة حوار 3-D-Scatterplot كما هو مبين في شكل (٩-١٣).



شكل (٩-١٣) : شاشة حوار 3-D Scatterplot

٤. انقر متغير *intimate* ثم انقر ► لنقله الى مربع Y Axis.
٥. انقر متغير *friends* ثم انقر ► لنقله الى مربع X Axis.
٦. انقر متغير *rgeneral* ثم انقر ► لنقله الى مربع Z Axis.
٧. انقر Ok ستظهر لك لوحة الانتشار ثلاثية الابعاد في شاشة حوار النتائج كما هو مبين في شكل (٩-١٤).



شكل (٩-١٤): لوحة انتشار ثلاثية الأبعاد 3-D Scatterplot

لوحة الانتشار الثنائية (البسيطة) مع علامات التمييز.

يمكن استخدام لوحة الانتشار البسيطة لتوضيح العلاقة بين المتغيرات لكل من فئتي العلامات العالية (*High*) على البعد العام *General* والعلامات المتدنية (*Low*) على البعد نفسه.

ولعمل ذلك اتبع الخطوات التالية:

١. انقر **Graphs** ثم **Scatter** ستظهر لك شاشة حوار **Scatterplot** المبينة في شكل (٩-١٢).

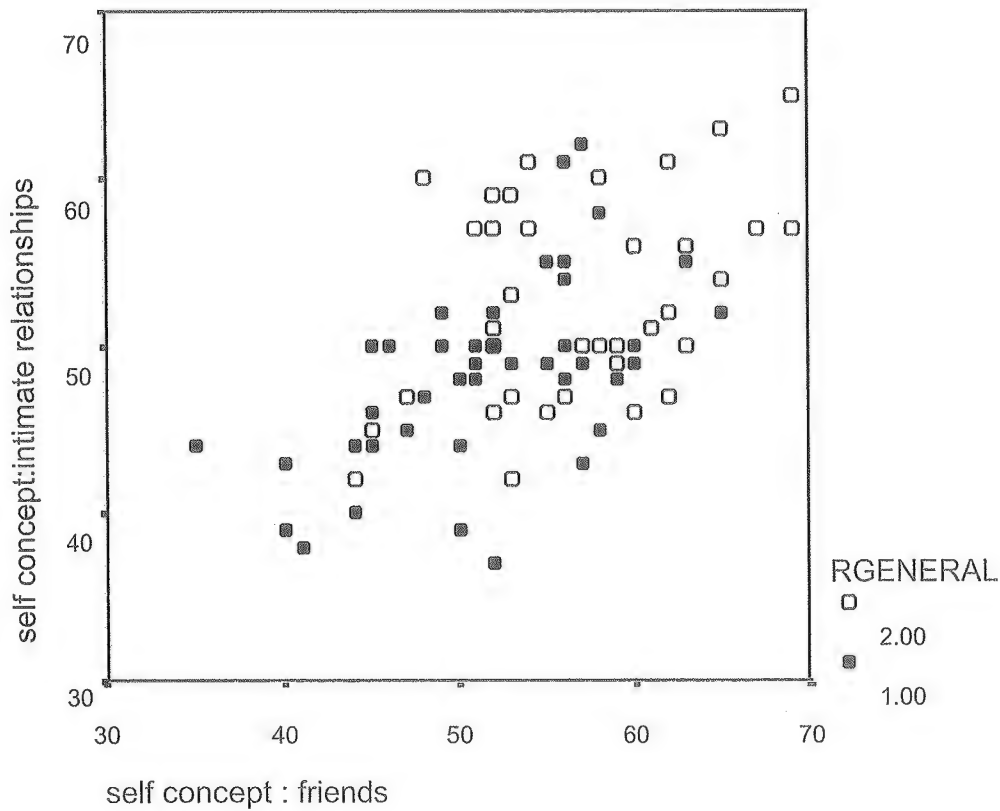
٢. اختر نوع **Simple** ثم انقر **Define**.

٣. انقر متغير **intimate** ثم انقر ► لنقله إلى مربع **Y Axis**.

٤. انقر متغير **friends** ثم انقر ► لنقله إلى مربع **X Axis**.

٥. انقر متغير **rgeneral** ثم انقر ► لنقله إلى مربع **Set Markers by**.

٦. انقر **Ok** ستظهر لك لوحة الانتشار البسيطة في شاشة حوار النتائج كما هو مبين في شكل (٩-١٥).



شكل (٩-١٥): لوحة الانتشار البسيطة مع علامات التمييز

٩-٣-٤ كتابة النتائج

يمكن كتابة النتائج بالطريقة التالية:

للإجابة على سؤال الدراسة القائل "هل يكون الافراد الذين لديهم مفهوم ذات عالٍ في احد ابعاد مفهوم الذات لديهم مفهوم ذات عالٍ في الابعاد الاخرى لمفهوم الذات إذا كان لديهم المستوى نفسه لمفهوم الذات العام؟" حسبت معاملات الارتباط الثنائية بين ابعاد مفهوم الذات الاربعة، وقد استخدمت طريقة (بونفروني Bonferroni) لتعديل مستوى الدلالة المقبول احصائياً والذي اصبح $0.05/6 = 0.008$ لقبول معامل الارتباط الثاني احصائياً، وقد تبين من خلال هذه النتائج المبينة في جدول ٩-٢ ان معاملات الارتباط الثنائية بين ابعاد مفهوم الذات الاربعة كانت جميعها مقبولة احصائياً، وقد تراوحت هذه المعاملات بين ٠,٣٥١ لبُعدي العلاقات الاجتماعية Intimate relationships والمعرفة والتفسير المنطقي للاشياء Common Sence Intelligence و ٠,٥٥٢ لبُعدي العلاقات الاجتماعية Intimate relationships و العلاقات مع الاصدقاء friends .

جدول ٢-٩

مصفوفة معاملات الارتباط البسيطة بين ابعاد مفهوم الذات الاربعة

	friends	common sense intelligence	general
intimate relationships	.552(**)	.351(**)	.393(**)
friends		.462(**)	.546(**)
common sense intelligence			.525(**)

** Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

كما حسبت معاملات الارتباط الجزئية، وقد تبين من خلال هذه النتائج الموضحة في جدول ٣-٩ ان معامل الارتباط بين بعدي العلاقات الاجتماعية Intimate relationships والعلاقات مع الاصدقاء friends هو الارتباط الوحيد المقبول إحصائياً، فقد بلغت قيمة معامل الارتباط بين هذين البعدين ٠,٤٤، وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٠١ ولم تكن معاملات الارتباط الاخرى ذات دلالة إحصائية، مع ملاحظة ان مستوى الدلالة المقبول إحصائياً أصبح ٠,٠٥/٣ = ٠,٠١٧، بعد التعديل بونفروني Bonferroni.

جدول ٣-٩

مصفوفة معاملات الارتباط الجزئية بين ابعاد مفهوم الذات بعد ضبط أثر بعد مفهوم الذات العام General

	Intimate	friend
intimate		
friend	.4385 *	
common	.1856	.2458

* Correlation is significant at the 0.001 level (2-tailed).

٩-٣-٥ تمارين

اعتمد على البيانات الموجودة في ملف *Partial Correlation Data file 1* والمتعلقة بالمشكلة البحثية التالية:

الباحثة سعاد لا تعتقد ان العلامات المرتفعة لطلبة مدرس ما يرافقها كفاءة في التدريس، فهي تعتقد ان العلاقة بين متغيري كفاءة التدريس و معدلات الطلبة مصدرها آداب المهنة. لقد قامت بأخذ عينة مكونة من ٧٠ مدرسا، ثم قامت بتطوير اداة (استبانة) لقياس كفاءة المدرس (*effcency*) في التدريس، وقامت بتوزيع هذه الاستبانة على العينة ثم ادخلت البيانات الى الحاسوب، كما ادخلت علامة (*ethc*) التي تمثل اخلاقيات المهنة لدى المدرس وهي قيمة تتراوح بين ١ الى ٥٠، والعلامة العالية تعني التزاما تاما باخلاقيات المهنة، كما ادخلت الى الحاسوب معدلات طلبة هذه العينة (*Achv*).

١. احسب معاملات الارتباط الثنائية والجزئية لفحص إفتراض سعاد. ومن خلال النتائج وضح مايلي:

✱ معاملات الارتباط بين متغيرات الدراسة.

✱ قيمة مستوى الدلالة المرافق للارتباطات بين متغيرات الدراسة.

✱ هل هناك علاقة بين كفاءة المدرس وتحصيل الطلبة؟

٢. اذا كان هناك علاقة بين كفاءة المدرس وتحصيل الطلبة، هل سبب هذه العلاقة متغير اخلاقيات المهنة؟

٣. اكتب النتائج التي حصلت عليها.

٤. استخدم الرسم البياني لتوضيح هذه النتائج.

يستخدم تحليل الانحدار للتنبؤ بقيمة متغير؛ يسمى المتغير التابع، من خلال مجموعة متغيرات تسمى المتغيرات المستقلة، وذلك من خلال تمثيل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة على شكل معادلة خطية على الصورة.

$$\text{المتغير التابع} = \alpha + \beta_1 \times \text{المتغير المستقل الاول} + \beta_2 \times \text{المتغير المستقل الثاني} + \beta_3 \times \text{المتغير المستقل الثالث} + \dots + \text{خطأ}$$

٩-٤-١ تحليل الانحدار الثنائي

يسمى تحليل الانحدار الثنائي بهذا الاسم عندما يكون هناك متغير مستقل واحد . ولذلك فإن المعادلة التي تمثل العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع تكون على الشكل التالي :

$$\text{المتغير التابع} = \alpha + \beta \times \text{المتغير المستقل} + \text{خطأ}$$

ويتم حساب هذه المعادلة من خلال تقدير القيمة الثابتة α وميل الخط المستقيم β . والسؤال الذي يجب الاجابة عليه، ما هي مقدرة المتغير المستقل في التنبؤ بقيم المتغير التابع ؟ تقاس مقدرة المتغير المستقل في التنبؤ بقيم المتغير التابع من خلال قوة العلاقة الموجودة بين المتغيرين، فإذا كانت هذه العلاقة قوية فإن المتغير المستقل ذو قدرة عالية في التنبؤ بقيم المتغير التابع. ولكن كيف سنتعامل مع اتجاه العلاقة بين المتغيرين وخصوصا اذا كان الاتجاه سالبا، أي قيمة الارتباط سالبة؟ استخدم مربع قيمة الارتباط R^2 للدلالة على قوة العلاقة بين المتغيرين دون النظر الى اتجاهها، وقد وجد ان هذه القيمة لها معنى خاص بدلالة التباين، حيث وجد انها تساوي نسبة التباين الذي يفسره المتغير المستقل من تباين المتغير التابع، وقد استخدم الاختبار الإحصائي F لاختبار دلالة هذه النسبة، فإذا كانت هذه النسبة كبيرة فهذا يعني ان المتغير المستقل له قدرة كبيرة على التنبؤ بقيم المتغير التابع، واذا كانت هذه النسبة صغيرة كانت مقدرة المتغير المستقل صغيرة في التنبؤ بقيم المتغير التابع. وكما في جميع الاختبارات الإحصائية فإن هذه النسبة تعتبر كبيرة اذا كانت المساحة فوقها صغيرة، هذه المساحة تسمى مستوى الدلالة (Sig)، فإذا كانت قيمة Sig أقل من المستوى المقبول ($0,05$) فإن نسبة التباين الذي يفسره المتغير المستقل من تباين المتغير التابع كبيرة، وبالتالي فإن مقدرة المتغير المستقل كبيرة للتنبؤ بقيم المتغير التابع.

٩-٤-٢ الشروط الواجب توافرها لإجراء تحليل الانحدار

حتى تستطيع الوثوق بنتيجة تحليل الانحدار يجب ان تتوافر عدة شروط هي:

الشرط الاول: يجب ان يكون توزيع المتغير المستقل والمتغير التابع طبيعيا.

الشرط الثاني: لكل قيمة من قيم المتغير المستقل يجب ان يكون توزيع المتغير التابع طبيعيا بمتوسط مقداره $M_{y|x}$ وتباين ثابت σ^2 . فإذا كان توزيع المتغير التابع والمستقل طبيعيا فإن شكل العلاقة بينهما تكون خطية فقط، وتكون جميع قيم $M_{y|x}$ واقعة على خط مستقيم هو خط الانحدار بشرط ان تكون σ^2 ثابتة، فإذا لم تكن كذلك فإن نتيجة تحليل الانحدار غير موثوق بها.

الشرط الثالث: يجب ان تكون العينة مختارة بطريقة عشوائية، ويجب ان لا تعتمد قيم أي فرد من أفراد العينة على قيم أي فرد آخر، واذا لم يتحقق هذا الشرط فإن نتيجة تحليل الانحدار غير صحيحة.

٩-٤-٣ إجراء تحليل الانحدار الثنائي

سنستخدم المثال التالي لإجراء تحليل الانحدار الثنائي:

تريد مديرة التسويق سعاد التنبؤ بكمية المبيعات من خلال صفات موظف المبيعات الشخصية، وهي تعتقد ان كمية المبيعات مرتبطة ارتباطا مباشرا بمقدرة الموظف على الاتصال مع الآخرين، ولتحقيق هدفها قامت باخذ عينة مكونة من ١٣٠ موظفا، وقامت بتدوين كمية المبيعات لكل موظف خلال شهر، كما قامت بقياس مقدرة هذا الموظف على الاتصال مع الآخرين من خلال استبانة اعدت لذلك، علما ان هناك خمسة ابعاد تقيسها هذه الاستبانة. وتريد سعاد اجراء تحليل الانحدار لفحص اثر القدرة على الاتصال كمتغير مستقل على كمية المبيعات كمتغير تابع.

سنستخدم المثال السابق لإجراء تحليل الانحدار الثنائي، علما بأن البيانات المتعلقة بتلك المشكلة البحثية موجودة في ملف *Regression Data file 1*، والمتغيرات التي يتضمنها الملف هي الابعاد الخمسة لمهارات الاتصال $R1, R2, R3, R4, R5$ ، ومتغير كمية المبيعات خلال شهر *Sales*.

نلاحظ ان المتغير المستقل (المقدرة على الاتصال بشكل عام) غير موجود ضمن

المتغيرات في هذا الملف، ولحساب هذا المتغير اوجد القيم المعيارية Z-Scores لكل من ابعاد مهارات الاتصال الخمسة ثم احسب *Ztotstr* بحيث يساوي المجموع لهذه القيم المعيارية خمسة، انظر فصل الإحصاء الوصفي وتحويل المتغيرات. يمكن صياغة سؤال الدراسة بإحدى الطرائق التالية:

"ما هي العلاقة بين كمية المبيعات وبين مقدرة الموظف على الاتصال مع الآخرين؟"

او

"ما هو أثر مقدرة الموظف على الاتصال مع الآخرين على كمية المبيعات؟"

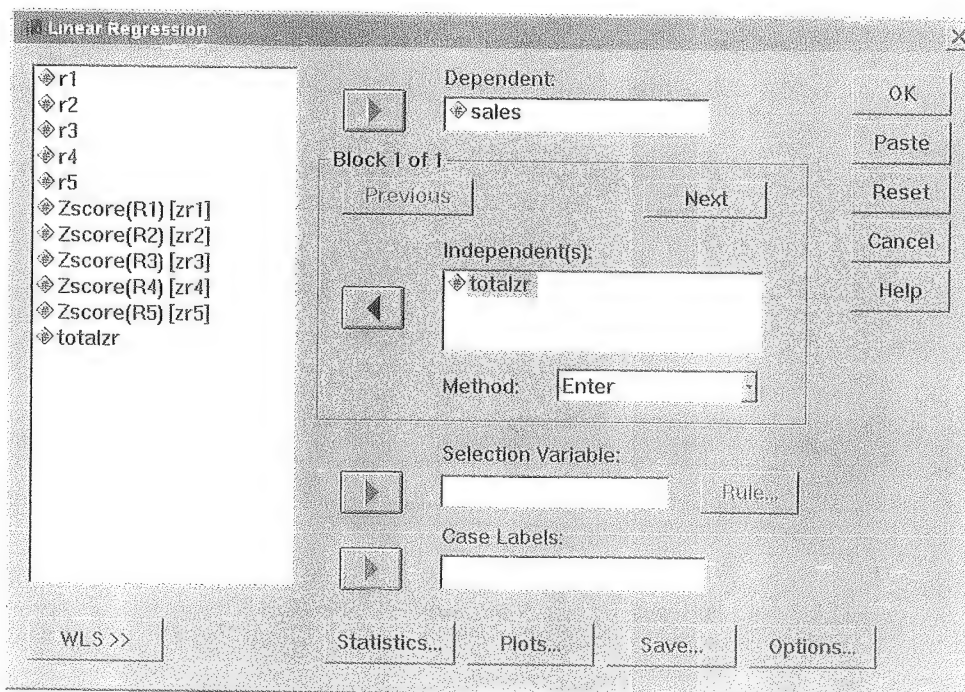
او

"ما هي قدرة متغير المقدرة على الاتصال للتنبؤ بكمية المبيعات؟"

ولإجراء تحليل الانحدار افتح الملف *Regression Data File 1* ثم اتبع الخطوات التالية:

١. احسب المتغير المستقل *totalzr* المساوي لمجموع القيم المعيارية Z-Scores لكل من متغيرات القوة الخمسة.

٢. انقر قائمة **Analyze** ثم **Regression** ثم انقر **Linear** ستظهر لك شاشة حوار **Linear Regression** الميينة في شكل (٩-١٦).

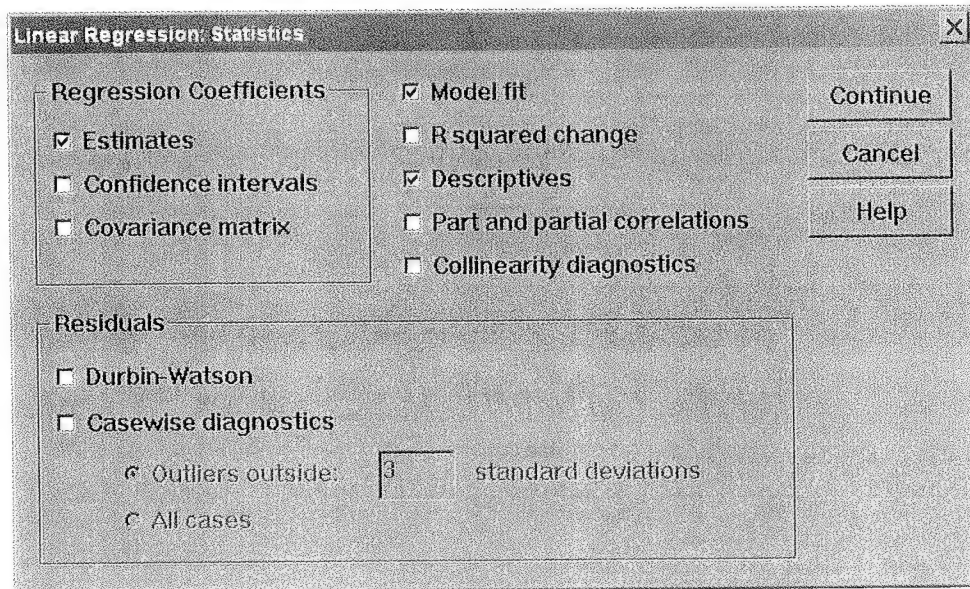


شكل (٩-١٦) : شاشة حوار Linear Regression

٣. انقر *sales* ثم انقر ▶ لنقله الى مربع *Dependent* .

٤. انقر *totalzr* ثم انقر ▶ لنقله الى مربع *Independents* .

٥. انقر مفتاح *Statistics* ستظهر لك شاشة حوار *Linear Regression Statistics* المبينة في شكل (٩-١٧) .



شكل (٩-١٧): شاشة حوار *Linear Regression: Statistics*

٦. انقر مربع *Descriptives* . تأكد من اختيار مربعي *Estimate* و *Model Fit* .

٧. انقر *Continue* ستعود الى شاشة حوار *Linear Regression* .

٨. انقر *Ok* ، ستظهر لك النتائج في شاشة حوار النتائج كما هو مبين في شكل (٩-١٨) .

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
SALES	358.48	52.29	130
TOTALZR	.0000	3.3984	130

شكل (٩-١٨): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للمتغيرات

Correlations

		SALES	TOTALZR
Pearson Correlation	SALES	1.000	.282
	TOTALZR	.282	1.000
Sig. (1-tailed)	SALES	.	.001
	TOTALZR	.001	.
N	SALES	130	130
	TOTALZR	130	130

شكل (٩-١٨ب): معامل الارتباط بين متغيري الدراسة ودلالته الإحصائية

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.282 ^a	.079	.072	50.37

a. Predictors: (Constant), TOTALZR

شكل (٩-١٨ج): ملخص تحليل الانحدار

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	28003.142	1	28003.142	11.038	.001 ^a
	Residual	324721.288	128	2536.885		
	Total	352724.431	129			

a. Predictors: (Constant), TOTALZR

b. Dependent Variable: SALES

شكل (٩-١٨د): تحليل تباين الانحدار ؛ اختبار دلالة مربع معامل الارتباط R²

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	358.477	4.418		81.149	.000
	TOTALZR	4.335	1.305	.282	3.322	.001

a. Dependent Variable: SALES

شكل (٩-١٨): نتيجة تحليل الانحدار

كما هو واضح في اشكال (٩-١٨) تم حساب المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للمتغيرات، كما حسب معامل الارتباط الثنائي بين المتغيرين الذي بلغ ٠,٢٨٢، مما يدل على ان العلاقة بين مقدرة الموظف على الاتصال مع الاخرين وكمية المبيعات كانت موجبة، بمعنى ان زيادة مقدرة الموظف على الاتصال تزيد من كمية المبيعات. ثم حسبت قيمة R^2 البالغة ٠,٠٧٩، التي تدل على قدرة متغير مقدرة الاتصال في التنبؤ بكمية المبيعات، وهي مربع معامل الارتباط في هذه الحالة، وقد بينت دلالة هذه القيمة المبينة في جدول تحليل انحدار التباين من خلال اختبار F الذي بين ان مقدرة متغير مقدرة الاتصال في التنبؤ بمعدلات الطلبة مقبولة إحصائياً حيث كانت قيمة F البالغة ١١,٠٤ انظر شكل (٩-١٨) وهي ذات دلالة على مستوى ٠,٠٠١ أو أقل. ثم حسبت قيمتي α و β اللتين ظهرت في جدول $Coefficients$ المبين في شكل (٩-١٨)، وهي تدل على ان شكل معادلة التنبؤ ستكون على الشكل التالي:

$$\text{كمية المبيعات} = ٣٥٨,٤٨ + ٤,٣٤ \times \text{مقدرة الاتصال}$$

وهذه المعادلة تدل على ان الزيادة في مقدرة الاتصال يرافقها زيادة في كمية المبيعات، ولكن ليس من السهل تفسير أثر متغير مقدرة الاتصال من خلال معاملته (β) البالغ (٤,٣٤)، ويكون تفسير هذا الأثر اسهل عندما يتم حساب المعامل بعد استخدام العلامة المعيارية Z -Scores لكل من المتغيرين التابع والمستقل، ويكون هذا المعامل في هذه الحالة مساوياً لقيمة معامل الارتباط بين المتغيرين وهو ما يسمى $Beta$ في جدول $Coefficients$ وتستخدم للتنبؤ بالقيم المعيارية للمتغير التابع من خلال القيم المعيارية للمتغير المستقل.

$$\text{القيمة المعيارية لكمية المبيعات} = ٠,٢٨٢ \times \text{القيمة المعيارية لمقدرة الاتصال الاجمالية}$$

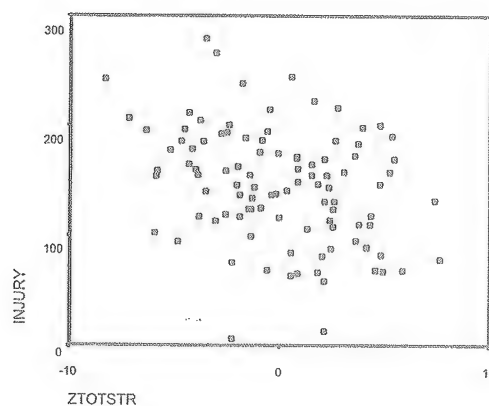
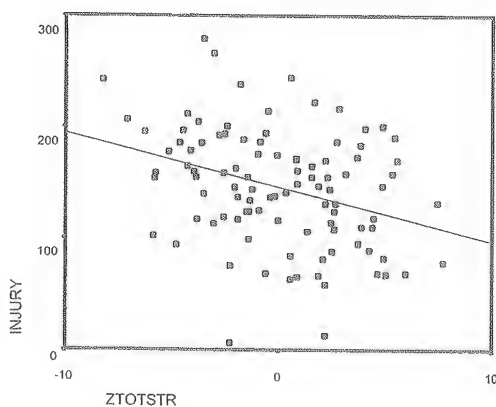
وهذا يعني ان زيادة المتغير المستقل (مقدرة الاتصال) درجة واحدة ترافقه زيادة في كمية المبيعات بمقدار ٢,٨٢ .

اما العمود الاخير من جدول *Coefficients* في شكل (٩-١٨هـ) فهو اختبار *T* لفحص دلالة القيمة الثابتة *Constant* ومعامل المتغير المستقل β .

٩-٤-٤ استخدام الرسم البياني لتمثيل النتائج

يستخدم الرسم البياني من نوع *Scatterplot* لرسم العلاقة بين متغيرين، ولعمل ذلك اتبع الخطوات التالية:

١. انقر قائمة *Graphs* ثم انقر *Scatter*.
٢. انقر *Simple* ثم *define*.
٣. انقر *sales* ثم انقر ► لنقله الى مربع *Y axis*.
٤. انقر *totalzr* ثم انقر ► لنقله الى مربع *X axis*.
٥. انقر *Ok* ستظهر لك لوحة الانتشار كما في شكل (٩-١٩) (اليمين).

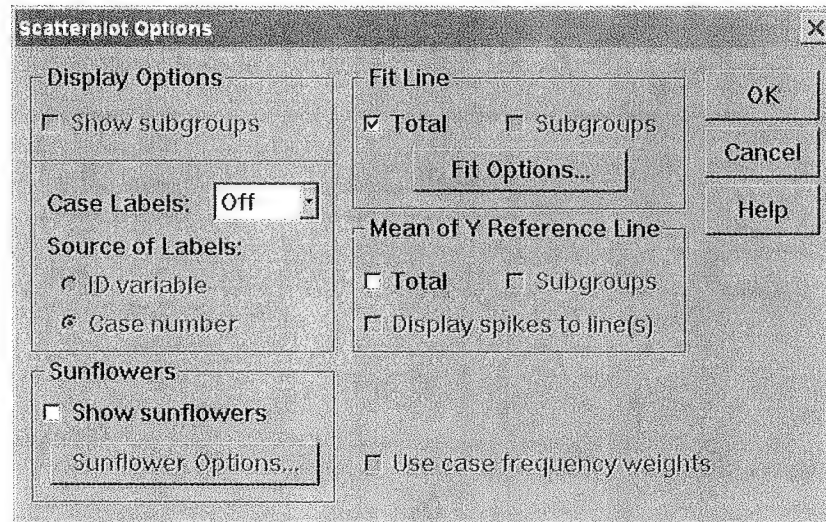


شكل (٩-١٩) : لوحة الانتشار بين متغيري قوة الجسم والإصابة

ولإضافة خط الإنحدار الى لوحة الانتشار اتبع الخطوات التالية:

١. انقر نقرأ مزدوجاً على لوحة الانتشار الموجودة في شاشة حوار النتائج لوضعه في وضع تحرير *Edit*.

٢. انقر Chart في شريط القوائم ثم انقر Options ستظهر لك شاشة حوار Scatterplot Options المبنية في شكل (٩-٢٠).



شكل (٩-٢٠) : شاشة حوار Scatterplot Options

٣. انقر Total في مربع Fit Line.

٤. انقر Ok ستظهر لك لوحة الانتشار Scatterplot، وقد اضيف لها خط الانحدار كما هو مبين في شكل (٩-١٩) (اليسار).

سيتيح لك هذا الرسم اختبار قدرة المتغير المستقل للتنبؤ بقيم المتغير التابع، فإذا كانت معظم النقاط في الرسم البياني تتمركز حول خط الانحدار فإن قدرة المتغير المستقل جيدة للتنبؤ بقيم المتغير التابع، اما اذا كانت هناك قيم كثيرة بعيدة عن خط الانحدار فإن قدرة المتغير المستقل قليلة في التنبؤ بقيم المتغير التابع.

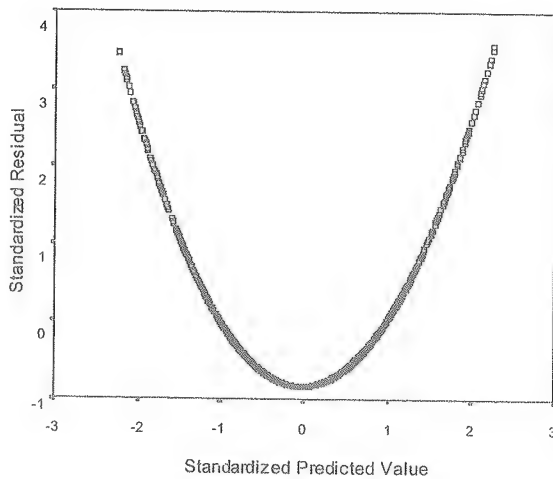
٩-٤-٥ اختبار شروط تحليل الانحدار من خلال الرسم البياني.

يستخدم الرسم البياني Scatterplot لاختبار شروط تحليل الانحدار التي تم شرحها سابقا من خلال رسم لوحة الانتشار بين القيم المتنبأ بها Predicted values وأخطاء التقدير Residual values، فإذا تحققت جميع الشروط فإن شكل هذا الانتشار سيكون عشوائيا انظر شكل (٩-٢١)، اما اذا كان هناك نمط ما يشكله هذا الرسم البياني فهذا دليل على عدم تحقق بعض الشروط. مثلا اذا كان شكل لوحة الانتشار على شكل حرف U فهذا دليل على ان العلاقة بين المتغيرين ليست خطية بل هي علاقة تربيعية،

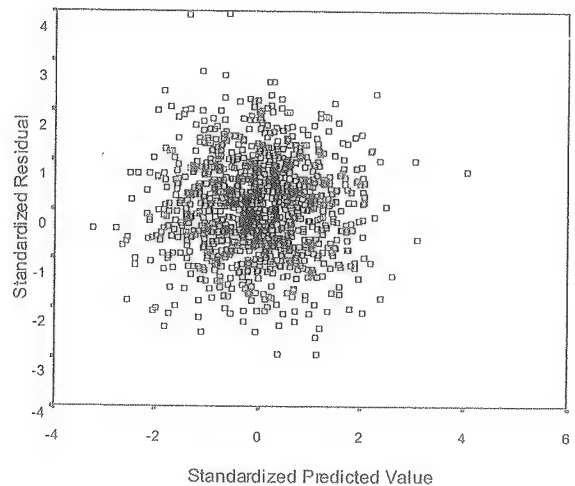
وهذا يعني ان توزيع احد المتغيرات على الأقل غير طبيعي، انظر شكل (٩-٢١ب)، واذا كان شكل (الانتشار على شكل حرف ~ مثلا فإن العلاقة تكعيبية انظر شكل (٩-٢١ج)، وهذا يعني ايضا ان توزيع احد المتغيرات على الأقل غير طبيعي، و اذا كانت معظم النقاط تتركز في منطقة ما وتنتشر عشوائيا في مناطق اخرى فهذا دليل على عدم تحقق شرط تجانس التباين انظر شكل (٩-٢١د)، اما عدم تحقق شرط العشوائية في توزيع القيم فإن شكل (الانتشار سيكون كما في شكل (٩-٢١هـ) الذي يظهر النمط الخطي للانتشار، وقد يكون شكل (الانتشار ذو النمط المبين في شكل (٩-٢١و) ايضا دليلا على عدم عشوائية العينة.

والسؤال الذي يتبادر الى الذهن : ماذا سنفعل اذا لم تتحقق هذه الشروط؟

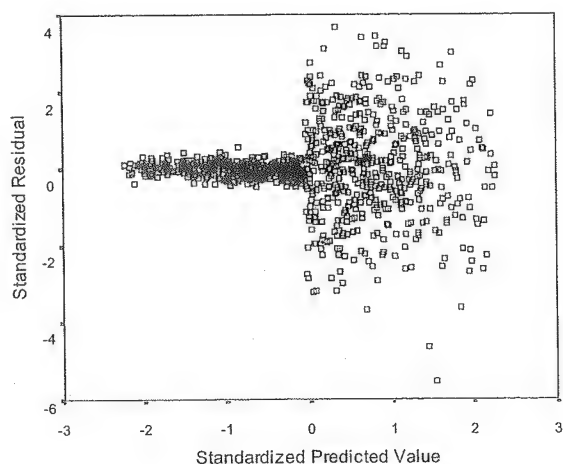
للإجابة على هذا السؤال يجب معرفة أي الشروط لم يتحقق، فإذا لم يتحقق شرط الخطية فيمكن استخدام نموذج غير خطي لتحليل التباين كأن تستخدم معادلة تربيعية أو تكعيبية، ويمكن استخدام التحويلات الرياضية *Transformation* مثل استخدام اللوغاريتم الطبيعي *log* أو الجذر التربيعي *Square root* أو المقلوب *1/x Reciprocal* لجعل التباين أكثر استقراراً أو لجعل المعادلة خطية.



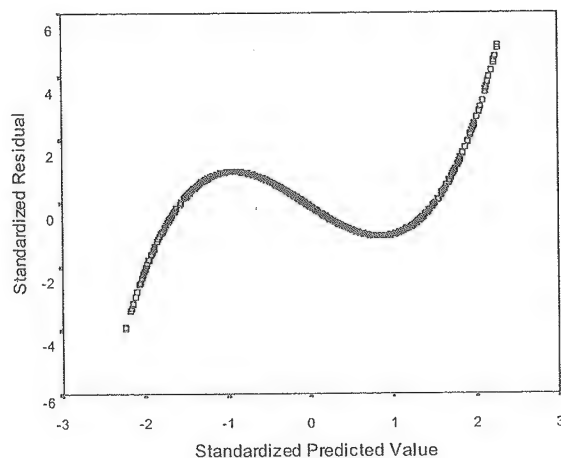
شكل (٩-٢١ب): توزيع المتغيرات غير طبيعي،
العلاقة غير خطية



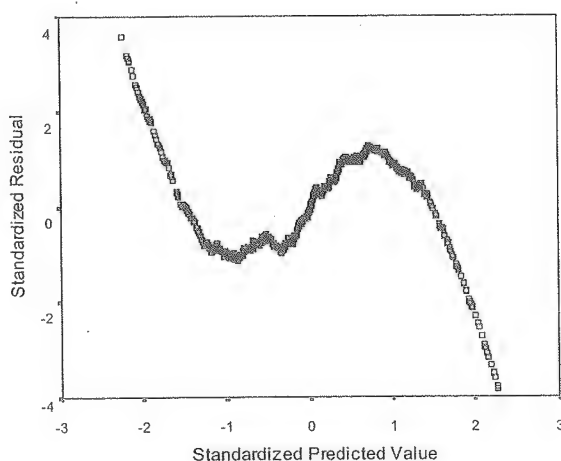
شكل (٩-٢١أ): تحقق جميع الشروط



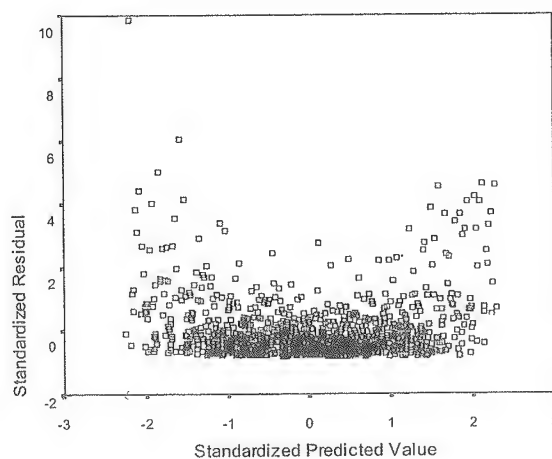
شكل (٩-٢١د): التباين غير متمائل



شكل (٩-٢١ج): توزيع المتغيرات غير طبيعي، العلاقة غير خطية



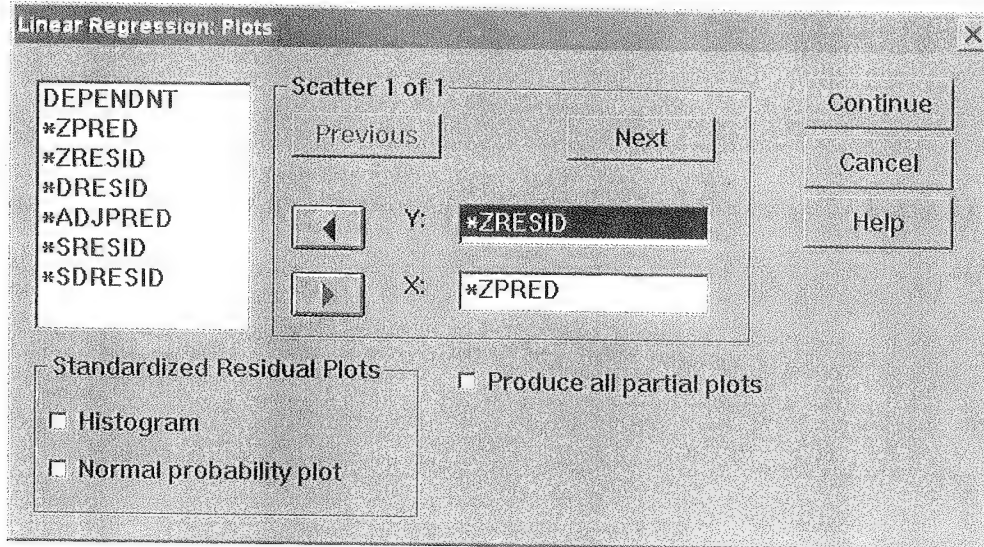
شكل (٩-٢١و): اعتماد القيم على بعضها بعضاً ؛ عدم تحقق العشوائية



شكل (٩-٢١هـ): اعتماد القيم على بعضها بعضاً ؛ عدم تحقق العشوائية

ولعمل لوحة انتشار *Scatterplot* لاخطاء التقدير *Residuals* والقيم المتنبأ بها *Predicted values* اتبع الخطوات التالية:

١. اتبع الخطوات ١-٧ المستخدمة لإجراء تحليل الانحدار ص ١٥٧ .
٢. في شاشة حوار *Linear Regression* انقر مفتاح *Plot* ستظهر لك شاشة حوار *Linear Regression : Plots* المبينة في شكل (٩-٢٢).



شكل (٩-٢٢): شاشة حوار Linear Regression : Plots

٣. انقر *zresid* ثم انقر ► لنقلها الى مربع *Y*.

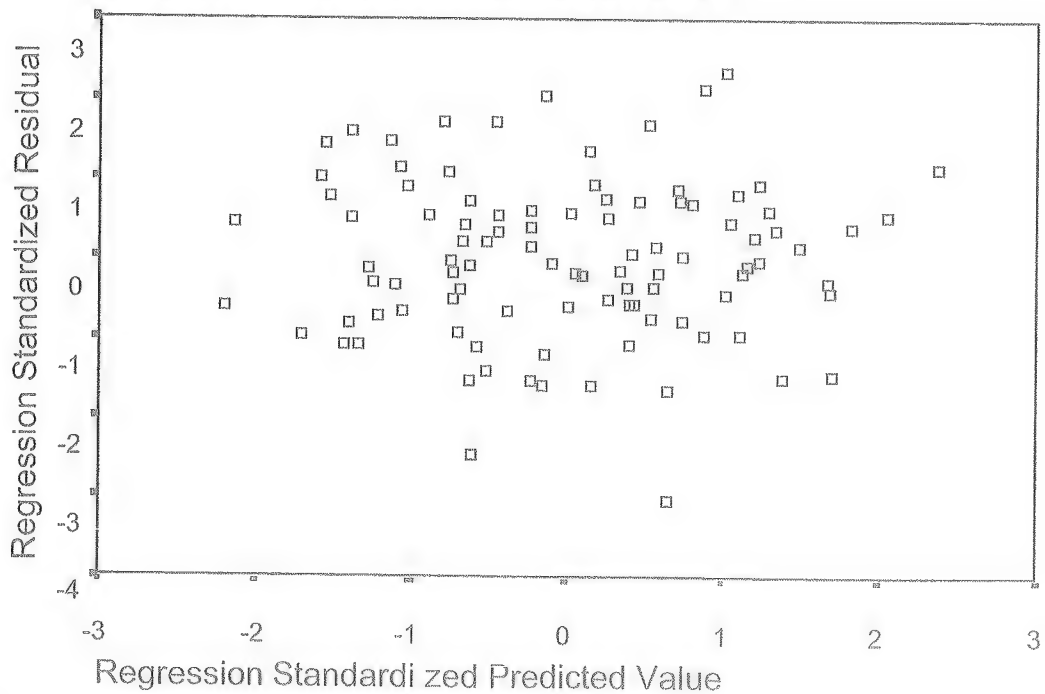
٤. انقر *zpred* ثم انقر ► لنقلها الى مربع *X*.

٥. انقر *Continue*.

٦. انقر *Ok*، ستظهر لك لوحة الانتشار من ضمن النتائج في شاشة حوار النتائج كما هو مبين في شكل (٩-٢٣).

Scatterplot

Dependent Variable: INJURY



شكل (٩-٢٣): لوحة انتشار القيم المعيارية للقيم المتنبأ بها مع القيم المعيارية للخطأ

٩-٤-٦ كتابة النتائج

استخدم تحليل الانحدار للإجابة على سؤال الدراسة "ما هو أثر المقدرة الاجمالية لموظف المبيعات للاتصال مع الآخرين على كمية المبيعات؟" وقد تبين من خلال النتائج ان نسبة ما يفسره متغير مقدرة الاتصال من تباين متغير كمية المبيعات بلغت ٠,٠٧٩، وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٥، وقد اتضح من خلال النتائج انه يمكن التنبؤ بكمية المبيعات من خلال القدرة على الاتصال من خلال المعادلة التالية:

$$\text{كمية المبيعات} = ٣٥٨,٤٨ + ٤,٣٤ \times \text{مقدرة الاتصال}$$

٩-٤-٧ تمارين

اعتمد على البيانات الموجودة في ملف *Regression Exercise 1* للإجابة على الاسئلة ١-٣ علماً بأن البيانات متعلقة بالمشكلة البحثية التالية:

تريد الباحثة سعاد اختبار ما اذا كان بالامكان التنبؤ بمعدل التحصيل الجامعي لطلبة السنة الاخيرة من خلال متغير تحصيل الطلبة في الثانوية العامة. لقد قامت بأخذ عينة مكونة من ٥٠ طالبا جامعيًا، وقد ادخلت الى الحاسوب معدلاتهم الجامعية (*unigpa*)، كما ادخلت علامة (*tawjehi*) التي تمثل معدل الثانوية العامة.

١. استخدم تحليل الانحدار الخطي الثنائي للإجابة على تساؤل الباحثة سعاد.

✱ حدد ميل خط الانحدار (معامل المتغير المستقل).

✱ حدد القيمة الثابتة.

✱ متوسط تحصيل الطلبة في الجامعة.

✱ متوسط تحصيل الطلبة في الثانوية العامة.

✱ قيمة الارتباط بين المتغير التابع والمستقل.

✱ نسبة التباين الذي يفسره المتغير المستقل من تباين المتغير التابع.

٢. استخدم رسم الانتشار البياني بين القيم المعيارية للقيم المتنبأ بها وقيم الخطأ المعيارية. ماذا تستنتج من هذا الرسم؟

٣. اكتب النتائج التي حصلت عليها.

ذكرنا سابقا ان تحليل الانحدار يستخدم للتنبؤ بقيمة متغير؛ يسمى المتغير التابع، من خلال مجموعة متغيرات تسمى المتغيرات المستقلة، وذلك من خلال تمثيل العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المستقلة على شكل معادلة خطية على الصورة.

المتغير التابع = $\alpha + \beta_1 \times \text{المتغير المستقل الاول} + \beta_2 \times \text{المتغير المستقل الثاني} + \beta_3 \times \text{المتغير المستقل الثالث} + \dots + \text{خطأ}$

تسمى قيمة α الحد الثابت وتسمى $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots$ بمعاملات المتغيرات المستقلة. ويمكن اختبار ما تفسره هذه المتغيرات مجتمعة من تباين المتغير التابع من خلال اختبار دلالة R^2 الاجمالية، كما يمكن اختبار دلالة كل متغير من المتغيرات المستقلة من خلال اختبار قيمة R^2 الجزئية المقابلة لكل متغير من المتغيرات، ويجب دائما التحقق من بعض الشروط الواجب توافرها قبل إجراء أي تحليل إحصائي، والشروط الواجب توافرها قبل استخدام تحليل الانحدار الخطي المتعدد وهي تلك الشروط الواجب توافرها لإجراء تحليل الانحدار الخطي الثنائي الواردة في ص ٢٥٢، ويستخدم الاسلوب نفسه الوارد ص ٢٥٨ للتحقق من هذه الشروط.

٩-٥-١ إجراء تحليل الانحدار الخطي المتعدد

استخدم البيانات الموجودة في ملف *Regression Data File 1* المتعلقة بالمشكلة البحثية التالية:

الدكتورة سعاد تريد تقليل عدد الإصابات وشدها لدى النساء المتقدمات في السن، وهي تعتقد ان عدد الإصابات وشدها مرتبط ارتباطاً مباشراً بقوة الجسم من خلال أبعادها الخمسة؛ قوة الاطراف *quads*، القوة المرتبطة بعضلات الفخذ الخلفية، واسفل الظهر *Gluts*، القوة المرتبطة بعضلات البطن *Abdoms* القوة المرتبطة بعضلات الساعد والكتف *Arms* قوة قبضة اليد *Grip*

ولتحقيق هدفها قامت بأخذ عينة مكونة من ١٠٠ امرأة تراوحت اعمارهن بين ٦٠ الى ٧٥ سنة، وقامت بحساب القوة الاجمالية لاجسامهن (*Index of Body Strength*)، وخلال الخمس سنوات التالية قامت بتسجيل كل إصابة لدى أي من أفراد العينة، وقامت بوصف الإصابة بشكل كامل، وفي نهاية السنة الخامسة قامت بحساب معامل الإصابة (*Injury Index*) لكل فرد من أفراد العينة. د. سعاد تريد إجراء تحليل الانحدار لفحص

أثر أبعاد قوة الجسم كمتغيرات مستقلة على الإصابات الجسدية لدى النساء المتقدمات في السن كمتغير تابع .

يمكن صياغة سؤال الدراسة بإحدى الطرائق التالية :

" ما هو أثر أبعاد القوة الجسدية على الإصابات الجسدية؟ "

أو

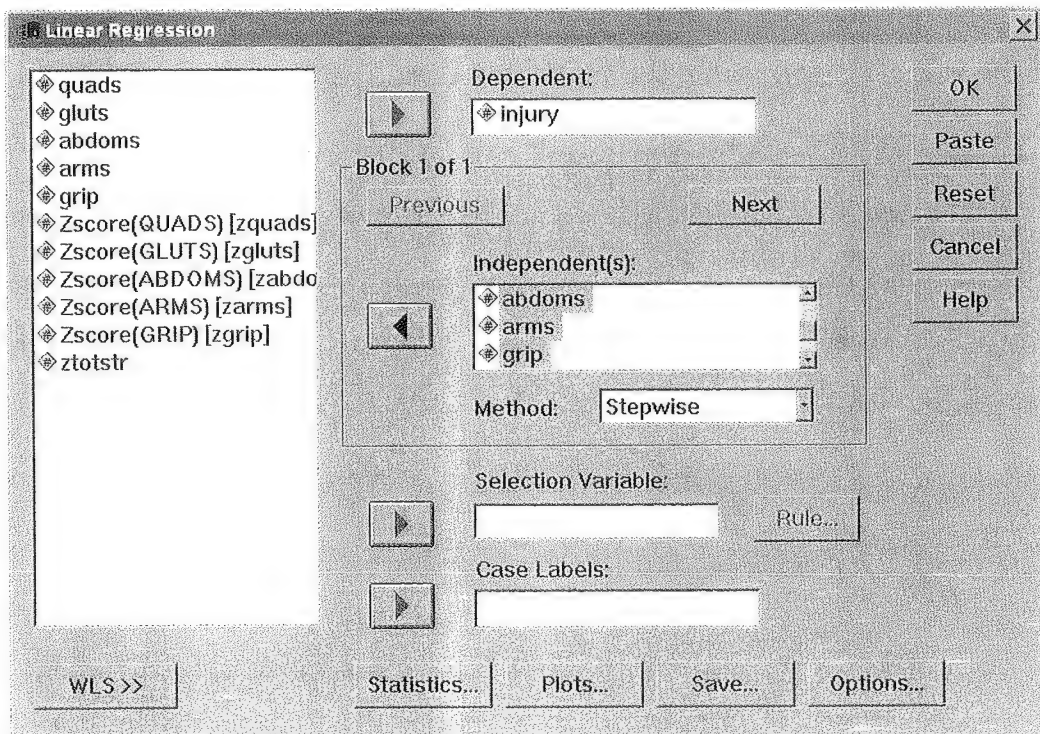
" هل يمكن التنبؤ بالإصابات الجسدية من خلال أبعاد القوة الجسدية؟ "

أو

" ما هي أبعاد القوة الجسدية الأكثر تنبؤاً بالإصابات الجسدية؟ "

ولإجراء تحليل الانحدار المتعدد افتح الملف *Regression Data 1* ثم اتبع الخطوات التالية :

١. انقر **Analyze** ثم **Regression** ثم انقر **Linear** ستظهر لك شاشة حوار **Linear Regression** المبينة في شكل (٩-٢٤).



شكل (٩-٢٤) : شاشة حوار Linear Regression

٢. انقر injury ثم انقر ▶ لنقله الى مربع Dependent .

٣. انقر quads و gluts و abdoms و arms و grip ثم انقر ▶ لنقلها الى مربع Independents .

٤. اختر الطريقة الملائمة لهدفك من خلال اختيار إحدى الطرائق الموجودة في قائمة الاختيار Method، التي تحتوي على الطرائق التالية :

Enter : تستخدم هذه الطريقة عندما تكون بحاجة الى ادخال جميع المتغيرات المستقلة الى المعادلة في خطوة واحدة، دون فحص أي المتغيرات لها أثر ذو دلالة إحصائية على المتغير التابع .

Stepwise : هذه الطريقة هي الافضل والأكثر استخداما، وفي هذه الطريقة يتم ادخال المتغيرات المستقلة الى معادلة الانحدار على خطوات بحيث يتم ادخال المتغير المستقل ذي الارتباط الاقوى مع المتغير التابع بشرط ان يكون هذا الارتباط ذا دلالة إحصائية (يحقق شرط الدخول الى معادلة الانحدار)، وفي الخطوات التالية يتم ادخال المتغير المستقل ذي الارتباط الجزئي الأعلى الدال إحصائيا مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغيرات التي دخلت الى المعادلة، ثم تفحص المتغيرات الموجودة في معادلة الانحدار فيما اذا مازالت تحقق شروط البقاء في معادلة الانحدار (ذات دلالة إحصائية) ام لا ، فإذا لم يحقق احدها شرط البقاء في المعادلة فإنه يخرج من المعادلة، تنتهي عملية ادخال أو اخراج المتغيرات المستقلة عندما لا يبقى أي متغير يحقق شرط الدخول الى المعادلة أو شرط البقاء فيها.

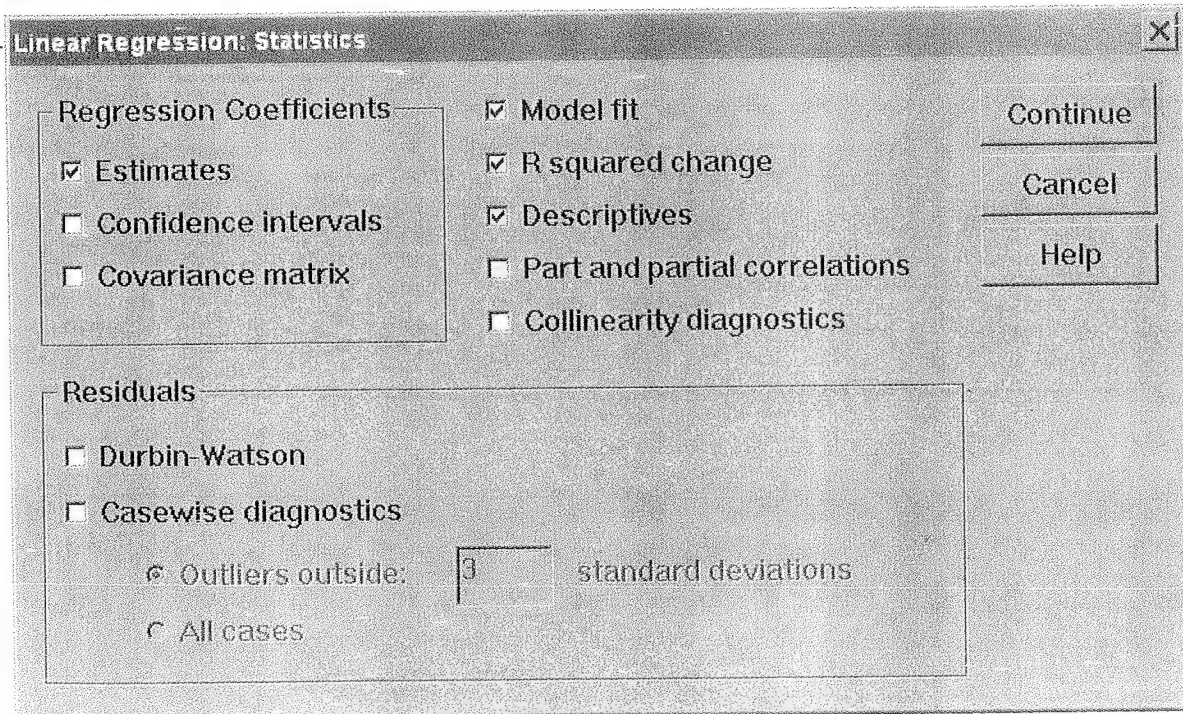
Remove : يتم التعامل في هذه الطريقة مع مجموعات المتغيرات الموجودة في مربع Block كوحدة واحدة بحيث يخرج من المعادلة مجموعة كاملة اذا لم تحقق شرط البقاء في المعادلة.

Backward : يتم ادخال جميع المتغيرات مرة واحدة الى معادلة الانحدار ثم يحذف في الخطوة الاولى المتغير المستقل ذو الارتباط الجزئي الأدنى مع المتغير التابع الذي لا يحقق شرط البقاء (غير دال إحصائيا)، تنتهي الخطوات عندما لا يتبقى أي متغير لا يحقق شرط البقاء في معادلة الانحدار، بمعنى ان جميع المتغيرات المتبقية في معادلة الانحدار لها أثر ذو دلالة إحصائية للتنبؤ بقيم المتغير التابع.

Forward: يتم ادخال المتغيرات على خطوات بحيث يدخل في الخطوة الاولى المتغير المستقل ذو الارتباط الأعلى مع المتغير التابع الذي يحقق شرط الدخول الى المعادلة (دال إحصائية)، وفي الخطوات التالية يتم ادخال المتغيرات تباعا حسب ترتيب ارتباطها الجزئي مع المتغير التابع تنازليا بشرط ان تحقق شروط الدخول الى المعادلة، أي يتم في الخطوة التالية ادخال المتغير ذي الارتباط الجزئي الأعلى مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغير الذي دخل الى المعادلة في الخطوات الاولى بشرط ان يحقق هذا المتغير شرط الدخول، ثم يدخل في الخطوة الثالثة المتغير ذو الارتباط الجزئي الأعلى مع المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغيرين اللذين دخلا في الخطوتين الاولى والثانية بشرط ان يحقق هذا المتغير شرط الدخول الى معادلة الانحدار، تتوقف الخطوات عندما لا يتبقى أي متغير يحقق شرط الدخول الى المعادلة .

سنقوم باستخدام طريقة **Enter** في هذا المثال ثم سنعرض نتائج طريقة **Stepwise** بالاضافة لنتائج طريقة **Enter** لتوضيح وقراءة النتائج .

٥. انقر مفتاح **Statistics** ستظهر لك شاشة حوار **Linear Regression: Statistics** المبينة في شكل (٩-٢٥) .



شكل (٩-٢٥): شاشة حوار **Linear Regression: Statistics**

٦. انقر مربعات R squared change و Descriptives . تأكد من اختيار مربعي Estimate و Model Fit .

٧. انقر Continue ستعود الى شاشة حوار Linear Regression .

٨. انقر Ok ، ستظهر لك النتائج في شاشة حوار النتائج كما هو مبين في الشكل (٩-٩-٢٦) في حالة اختيار طريقة Enter ، وستظهر لك النتائج كما هو مبين في الشكل (٩-٩-٢٧) في حالة اختيار طريقة Stepwise .

٩-٥-٢ نتائج تحليل الانحدار باستخدام طريقة Enter:

عند استخدام طريقة Enter ستظهر لك النتائج كما في أشكال ٩-٢٦ وهي كما يلي:

١. شكل (٩-٢٦ أ): يظهر في هذا الجدول المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

٢. شكل (٩-٢٦ ب): يظهر في هذا الجدول مصفوفة معاملات الارتباط بين جميع المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، ومن خلال هذه المصفوفة يمكن تحديد أي المتغيرات له الأثر الأكبر في المتغير التابع، كما يمكن استخدام هذه المصفوفة للتعرف على الارتباطات الداخلية بين المتغيرات المستقلة.

٣. شكل (٩-٢٦ ج): ملخص تحليل الانحدار الذي تظهر فيه قيمة الارتباط R بين المتغير التابع مع المتغيرات المستقلة، كما يظهر في هذا الجدول قيمة R^2 و قيمة R^2 المعدلة اللتين تدلان على مقدرة المتغيرات المستقلة في التنبؤ بقيم المتغير التابع. كما يظهر في هذا الجدول ايضا قيمة الخطأ المعياري للتقدير Std. Error of the Estimate ، ويظهر فيه كذلك قيمة التغير في R^2 التي تدل على ما يساهم به كل متغير من المتغيرات المستقلة من تفسير لتباين المتغير التابع، ثم تظهر قيمة الإحصائي F المستخدمة لاختبار دلالة قيمة التغير في R^2 الخاصة بكل متغير من المتغيرات المستقلة، ثم تظهر قيم درجات الحرية df1 و df2 ثم مستوى دلالة قيمة F في العمود الاخير (Sig. F Change).

٤. شكل (٩-٢٦ د): تحليل تباين الانحدار الذي من خلاله يتم اختبار دلالة R^2 الكلية حيث يستدل على نسبة التباين الذي تفسره المتغيرات المستقلة من تباين المتغير التابع، فإذا كان مستوى الدلالة Sig. أقل من ٠,٠٥ فإن هذه النسبة مقبولة إحصائياً،

اما اذا كانت قيمة *Sig.* اكبر من ٠,٠٥ فإن المتغيرات المستقلة تفسر نسبة قليلة من تباين المتغير التابع أي، لا يمكن الاعتماد على هذه المتغيرات للتنبؤ بقيم المتغير التابع.

٥. شكل (٩-٢٦هـ): نتيجة تحليل الانحدار الذي يحتوي على مايلي:

أ- معاملات المتغيرات المستقلة الموجودة في عمود B

ب- الخطأ المعياري لكل معامل في عمود *std. Error.*

ج- معاملات المتغيرات المستقلة بعد تحويلها الى علامات معيارية *Standardization* والموجودة في عمود *Beta*، ومن خلال هذه القيم يمكن معرفة أي المتغيرات لها تأثير اكبر في المتغير التابع من خلال قيمة *Beta* المقابلة لكل متغير، حيث يظهر هنا ان متغير *Gluts* هو الاكبر أثرا لأن قيمة *Beta* المقابلة له هي الاكبر، يليه متغير *Arms* لأن قيمة *Beta* المقابلة لهذا المتغير هي التالية في القيمة بدون النظر الى الإشارة، حيث تعني الإشارة السالبة ان العلاقة عكسية بين هذا المتغير والمتغير التابع، وفي العمودين الاخيرين من هذا الجدول تظهر قيمة الإحصائي *t* ومستوى الدلالة الخاصتين باختبار دلالة قيمة *Beta*، فإذا كانت قيمة *Sig.* المقابلة لاي من قيم *Beta* أقل من ٠,٠٥ فهذا يعني ان المتغير المقابل لهذه القيم له أثر ذو دلالة إحصائية. ومن خلال هذا الجدول يمكن كتابة معادلة التنبؤ كما يلي:

متغير الإصابة (*injury*) = $260,396 + 0,628 \times \text{Quads} - 3,245 \times \text{Gluts} + 0,563$

$\times \text{Grip} + 0,794 \times \text{Arms} + 1,130 \times \text{Abdoms}$

٩-٥-٣ كتابة النتائج:

يمكن كتابة نتائج تحليل الانحدار كمايلي:

استخدم تحليل الانحدار المتعدد لمعرفة أثر أبعاد قوة الجسم الخمسة على متغير الإصابات الجسدية لدى النساء المتقدمات في السن، وقد تبين من خلال نتائج هذا التحليل ان مجموع ما تفسره ابعاد القوة الجسدية من تباين متغير الإصابات الجسدية كان ٠,١٣٨ [انظر شكل (٩-٢٦ج)] وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٥ كما يتضح من خلال جدول تحليل تباين الانحدار الموضحة نتائجه في شكل (٩-٢٦د).

وقد تبين من خلال قيم *Beta* الموضحة في شكل (٩-٢٦هـ) ان متغير قوة الجسم *Gluts* كان الأكثر أثراً والوحيد ذا الدلالة الإحصائية حيث بلغت قيمة *Beta* المقابلة لهذا المتغير -٠,٣٦٠ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٥ وقد تلاه متغير *Arms* حيث بلغت قيمة -٠,١٨٥ *Beta* ثم متغير *Quads* حيث بلغت قيمة ٠,١١٦ *Beta* ثم متغير -٠,٠٩٧ *Abdoms* واخيراً متغير *Grip* الأقل أثراً حيث بلغت قيمة ٠,٠٧٩ *Beta*. ومن خلال النتائج المبينة في شكل (٩-٢٦هـ) يمكن كتابة معادلة التنبؤ بقيم متغير الإصابة الجسدية *Injury* من خلال أبعاد القوة الجسدية الخمسة كما يلي:

$$\text{متغير الإصابة (injury)} = ٢٦٠,٣٩٦ + ٠,٦٢٨ \times \text{Quads} - ٣,٢٤٥ \times \text{Gluts} + ١,١٣٠ \times \text{Arms} + ٠,٧٩٤ \times \text{Grip} + ٠,٥٦٣ \times \text{Abdoms}$$

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
INJURY	145.80	52.20	100
QUADS	47.06	9.65	100
GLUTS	31.08	5.78	100
ABDOMS	28.66	8.97	100
ARMS	30.40	8.54	100
GRIP	9.06	5.22	100

شكل (٩-٢٦هـ): المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة

Correlations

		INJURY	QUADS	GLUTS	ABDOMS	ARMS	GRIP
Pearson Correlation	INJURY	1.000	-.162	-.393	-.232	-.243	-.099
	QUADS	-.162	1.000	.484	.521	.372	.190
	GLUTS	-.393	.484	1.000	.487	.338	.253
	ABDOMS	-.232	.521	.487	1.000	.194	.190
	ARMS	-.243	.372	.338	.194	1.000	.493
	GRIP	-.099	.190	.253	.190	.493	1.000
Sig. (1-tailed)	INJURY	.	.054	.000	.010	.008	.164
	QUADS	.054	.	.000	.000	.000	.029
	GLUTS	.000	.000	.	.000	.000	.006
	ABDOMS	.010	.000	.000	.	.027	.029
	ARMS	.008	.000	.000	.027	.	.000
	GRIP	.164	.029	.006	.029	.000	.
N	INJURY	100	100	100	100	100	100
	QUADS	100	100	100	100	100	100
	GLUTS	100	100	100	100	100	100
	ABDOMS	100	100	100	100	100	100
	ARMS	100	100	100	100	100	100
	GRIP	100	100	100	100	100	100

شكل (٩-٢٦ب): مصفوفة معاملات الارتباط بين جميع المتغيرات

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1		Sig. F Change
1	.426 ^a	.182	.138	48.45	.182	4.180	5	94	.002

a. Predictors: (Constant), GRIP, QUADS, GLUTS, ARMS, ABDOMS

شكل (٩-٢٦ج): ملخص تحليل الانحدار

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	49058.061	5	9811.612	4.180	.002 ^a
	Residual	220655.9	94	2347.404		
	Total	269714.0	99			

a. Predictors: (Constant), GRIP, QUADS, GLUTS, ARMS, ABDOMS

b. Dependent Variable: INJURY

شكل (٩-٢٦د): تحليل تباين الانحدار

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	260.393	30.170		8.631	.000
	QUADS	.628	.645	.116	.973	.333
	GLUTS	-3.245	1.038	-.360	-3.125	.002
	ABDOMS	-.563	.674	-.097	-.836	.406
	ARMS	-1.130	.702	-.185	-1.609	.111
	GRIP	.794	1.083	.079	.733	.465

a. Dependent Variable: INJURY

شكل (٩-٢٦هـ): نتيجة تحليل الانحدار

٩-٥-٤ نتائج تحليل الانحدار باستخدام طريقة Stepwise:

عند استخدام طريقة Stepwise ستظهر لك النتائج كما في أشكال (٩-٢٧) وهي كما يلي:

١. شكل (٩-٢٧أ): يظهر في هذا الجدول المتوسطات الحسابية والانحرافات المعيارية للمتغير التابع والمتغيرات المستقلة.

٢. شكل (٩-٢٧ب): يظهر في هذا الجدول مصفوفة معاملات الارتباط بين جميع المتغيرات المستقلة والمتغير التابع، ومن خلال هذه المصفوفة يمكن تحديد أي المتغيرات لها الأثر الأكبر في المتغير التابع، كما يمكن استخدام هذه المصفوفة للتعرف على الارتباطات الداخلية بين المتغيرات المستقلة.

٣. شكل (٩-٢٧ج): ملخص تحليل الانحدار الذي تظهر فيه قيمة الارتباط R بين المتغير التابع مع المتغير/ المتغيرات المستقلة التي دخلت معادلة الانحدار، كما يظهر في هذا الجدول قيمة R^2 وقيمة R^2 المعدلة اللتين تدلان على مقدرة المتغيرات المستقلة التي دخلت معادلة الانحدار في التنبؤ بقيمة المتغير التابع، فقد بلغت قيمة R^2 في هذا المثال ١,١٥٤. كما يظهر في هذا الجدول أيضا قيمة الخطأ المعياري للتقدير Std. Error of the Estimate، ويظهر فيه أيضا قيمة التغير في R^2 التي تدل على ما يساهم به كل متغير

من المتغيرات التي دخلت المعادلة، ثم تظهر قيمة الإحصائي F المستخدمة لاختبار دلالة قيمة التغير في R^2 الخاصة بكل متغير من المتغيرات المستقلة التي دخلت معادلة الانحدار، ثم تظهر قيم درجات الحرية $df1$ و $df2$ ثم مستوى دلالة قيمة F في العمود الأخير ($Sig. F Change$) \hat{U}

٤. شكل (٩-٢٧د): تحليل تباين الانحدار الذي من خلاله يتم اختبار دلالة R^2 الكلية حيث يستدل على نسبة التباين الذي تفسره المتغيرات المستقلة التي دخلت معادلة الانحدار من تباين المتغير التابع، فإذا كان مستوى الدلالة $Sig.$ أقل من ٠,٠٥ فإن هذه النسبة مقبولة إحصائياً، أما إذا كانت قيمة $Sig.$ أكبر من ٠,٠٥ فإن المتغيرات المستقلة التي دخلت المعادلة تفسر نسبة قليلة من تباين المتغير التابع، أي لا يمكن الاعتماد على هذه المتغيرات للتنبؤ بقيم المتغير التابع.

٥. شكل (٩-٢٧هـ): نتيجة تحليل الانحدار الذي يحتوي على مايلي:

أ- معاملات المتغيرات التي دخلت المعادلة الموجودة في عمود B

ب- الخطأ المعياري لكل معامل في عمود $std. Error$.

ج- معاملات المتغيرات المستقلة التي دخلت المعادلة بعد ان يتم تحويلها الى علامات معيارية $Standardization$ والموجودة في عمود $Beta$ ، من خلال هذه القيم يمكن معرفة أي المتغيرات لها تأثير أكبر في المتغير التابع من خلال قيمة $Beta$ المقابلة لكل متغير، وفي العمودين الآخرين من هذا الجدول تظهر قيمة الإحصائي t ومستوى الدلالة الخاصتين باختبار دلالة قيمة $Beta$ ، فإذا كانت قيمة $Sig.$ المقابلة لأي من قيم $Beta$ أقل من ٠,٠٥ فهذا يعني ان المتغير المقابل لهذه القيم له أثر ذو دلالة إحصائية. ومن خلال هذا الجدول يمكن كتابة معادلة التنبؤ كما يلي:

$$\text{متغير الإصابة (injury)} - ٢٥٥,٩٩٤ - ٣,٥٤٥ \times \text{Gluts}$$

٦. شكل (٩-٢٧و): يظهر في هذا الجدول المتغيرات التي لم يكن لها دور مهم في تفسير تباين المتغير التابع، أي تلك المتغيرات المستقلة التي لم تدخل معادلة الانحدار، ويظهر في هذا الجدول ان جميع معاملات $Beta$ هذه المتغيرات غير دالة إحصائياً من خلال عمود $Sig.$ ، كما ان معاملات الارتباط الجزئي بينها وبين المتغير التابع بعد استبعاد أثر المتغيرات التي دخلت معادلة الانحدار كانت ضعيفة جداً.

٩-٥-٥ كتابة النتائج:

يمكن كتابة نتائج تحليل الإنحدار المتعدد كمايلي:

استخدم تحليل الإنحدار المتعدد لمعرفة أي أبعاد قوة الجسم الخمسة أكثر أثراً على متغير الإصابات الجسدية لدى النساء المتقدمات في السن، وقد تبين من خلال نتائج هذا التحليل ان متغير *Gluts* كان الوحيد الذي له أثر ذو دلالة إحصائية على متغير الإصابات الجسدية *Injury* حيث بلغت قيمة $R^2 = 0.104$ ، انظر شكل (٩-٢٧ج) وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٥ كما يتضح من جدول تحليل تباين الإنحدار الموضح في شكل (٩-٢٧د) حيث بلغت قيمة $F = 17,885$ وهي ذات دلالة إحصائية على مستوى أقل من ٠,٠٥، ويمكن كتابة معادلة الإنحدار من شكل (٩-٢٧هـ) كمايلي:

$$\text{متغير الإصابة (injury)} = 250,994 - 3,045 \times \text{Gluts}$$

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
INJURY	145.80	52.20	100
QUADS	47.06	9.65	100
GLUTS	31.08	5.78	100
ABDOMS	28.66	8.97	100
ARMS	30.40	8.54	100
GRIP	9.06	5.22	100

شكل (٩-٢٧أ):

المتوسطات الحسابية والانحرافات
المعيارية للمتغير التابع
والمتغيرات المستقلة

Correlations

		INJURY	QUADS	GLUTS	ABDOMS	ARMS	GRIP
Pearson Correlation	INJURY	1.000	-.162	-.393	-.232	-.243	-.099
	QUADS	-.162	1.000	.484	.521	.372	.190
	GLUTS	-.393	.484	1.000	.487	.338	.253
	ABDOMS	-.232	.521	.487	1.000	.194	.190
	ARMS	-.243	.372	.338	.194	1.000	.493
	GRIP	-.099	.190	.253	.190	.493	1.000
Sig. (1-tailed)	INJURY	.	.054	.000	.010	.008	.164
	QUADS	.054	.	.000	.000	.000	.029
	GLUTS	.000	.000	.	.000	.000	.006
	ABDOMS	.010	.000	.000	.	.027	.029
	ARMS	.008	.000	.000	.027	.	.000
	GRIP	.164	.029	.006	.029	.000	.
N	INJURY	100	100	100	100	100	100
	QUADS	100	100	100	100	100	100
	GLUTS	100	100	100	100	100	100
	ABDOMS	100	100	100	100	100	100
	ARMS	100	100	100	100	100	100
	GRIP	100	100	100	100	100	100

شكل (٩-٢٧ب)

مصفوفة معاملات الارتباط
بين جميع المتغيرات

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate					
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	.393 ^a	.154	.146	48.24	.154	17.885	1	98	.000

a. Predictors: (Constant), GLUTS

شكل (٩-٢٧ج): ملخص تحليل الانحدار

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	41625.493	1	41625.493	17.885	.000 ^a
	Residual	228088.5	98	2327.434		
	Total	269714.0	99			

a. Predictors: (Constant), GLUTS

b. Dependent Variable: INJURY

شكل (٩-٢٧د): تحليل تباين الانحدار

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	255.994	26.499		9.660	.000
	GLUTS	-3.545	.838	-.393	-4.229	.000

a. Dependent Variable: INJURY

شكل (٩-٢٧هـ): نتيجة تحليل الانحدار

Excluded Variables ^b

Model		Beta In	t	Sig.	Partial Correlation	Collinearity Statistics
						Tolerance
1	QUADS	.037 ^a	.342	.733	.035	.766
	ABDOMS	-.054 ^a	-.501	.617	-.051	.763
	ARMS	-.124 ^a	-1.262	.210	-.127	.886
	GRIP	.000 ^a	.004	.996	.000	.936

a. Predictors in the Model: (Constant), GLUTS

b. Dependent Variable: INJURY

شكل (٩-٢٧): المتغيرات المستقلة التي لم تدخل معادلة الانحدار

٩-٥-٦ تمارين

المدرس احمد يريد معرفة من هم الطلبة الذين يحصلون على علامات عالية ومن هم الطلبة الذين يحصلون على علامات متدنية في مادة الإحصاء، اختار المدرس احمد ١٠٠ طالب من طلبة مادة الإحصاء ودون علاماتهم في الاختبار النهائي لمادة الإحصاء، ثم جمع علاماتهم في مادتي الرياضيات والانجليزي في السنة التحضيرية الاولى و معدلاتهم في مبثي الرياضيات والانجليزي كل على حدة، ومعدل علاماتهم في بقية المباحث في امتحان الثانوية العامة، المدرس احمد يتساءل عما اذا كان بالامكان التنبؤ بعلامات الإحصاء من خلال علامات الرياضيات والانجليزي في السنة التحضيرية الاولى ومعدلات مبثي الرياضيات والانجليزي، و معدل بقية المواد في امتحان الثانوية العامة؟ وهل هناك ضرورة لاستخدام علامات السنة التحضيرية الاولى الى جانب علامات الثانوية العامة؟ ام يمكن استخدام علاماتهم اما في امتحاني الرياضيات والانجليزي في السنة التحضيرية الاولى أو معدلاتهم في الرياضيات والانجليزي، ومعدل بقية المباحث في امتحان الثانوية العامة للتنبؤ بتحصيلهم في مادة الإحصاء.

استخدم البيانات الموجودة في الملف *Regression Exercise 1* المتعلقة بالمشكلة البحثية السابقة للإجابة على الاسئلة ١ الى ٦ علما بأن المتغيرات التي يحويها هذا الملف هي كمايلي:

Mathtest	علامة الرياضيات في امتحان السنة التحضيرية الاولى
Engtest	علامة الانجليزي في امتحان السنة التحضيرية الاولى
Eng_gpa	معدل مبحث اللغة الانجليزية في امتحان الثانوية العامة
Math_gpa	معدل مبحث الرياضيات في امتحان الثانوية العامة
Othr_gpa	معدل المباحث الاخرى (غير الرياضيات والانجليزي) في امتحان الثانوية العامة
Statexam	العلامة في امتحان مادة الإحصاء

١. استخدم تحليل الإنحدار المتعدد للإجابة على تساؤلات المدرس احمد.
٢. ماهي معادلة الإنحدار لجميع المتغيرات ؟
٣. ماهي المتغيرات التي تؤثر في تحصيل مادة الإحصاء؟
٤. ماهي معادلة الإنحدار للمتغيرات التي تؤثر في تحصيل مادة الإحصاء؟
٥. هل يمكن استبعاد علامات الطلبة في امتحاني الرياضيات والانجليزي في السنة التحضيرية الاولى من معادلة الإنحدار والاكتفاء بمعدلات الثانوية العامة للتنبؤ بتحصيل الطلبة في مادة الإحصاء؟
٦. اكتب النتائج التي حصلت عليها.

المراجع

قائمة المراجع الانجليزية

- ✱ Albert K. Kurtz, Samuel T. Mayo (1979). *Statistical Methods in Education and Psychology*. Springer-Verlag, New York Inc.
- ✱ Coakes, Sheridan J. and Steed, Lyndall G.(2001). *SPSS Analysis Without Anguish*. John Wiley and Sons Australia, Inc.
- ✱ Gerber, Susan B, Kristin E. Voelki, T.W. Aderson and Jenemy D. Finn (1997). *SPSS Guide to the New Statistical Analysis of Data*, New York, Springer.
- ✱ Green, Samuel B. and Neil J. Salkind (1997). *Using SPSS for Windows: Analyzing and Understanding Data*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- ✱ Howitt, Dennis and Duncan Cramer (1996). *A Guide to Computing Statistical with SPSS for Windows*. New York: Prentice Hall/ Harvester Wheatsheaf.
- ✱ James T. McClave, P. George Benson (1983). *Statistics for Business and Economics*. Dellen Macmillan, Riverside NJ.
- ✱ Kerkpatrick, Lee A., and Brook C. Feeney (1996). *Simple Guide to SPSS/PC+ for Versions 4.0 and 5.0*. Pacific Grove CA: Brooks/Cole.
- ✱ (Manual) (2001), *SPSS Base 11 User's Guide*, SPSS Inc.
- ✱ (Manual) (1997), *SPSS Base 7.5 Application Guide*, SPSS Inc.
- ✱ (Manual) (1997), *SPSS Base 7.5 for Windows User's Guide*, SPSS Inc.
- ✱ (Manual) (1994), *SPSS Advanced Statistics 6.1*, SPSS Inc.
- ✱ Marija J. Norusis (1993). *SPSS for windows, Base System User's Guide Release 6.0 (Manual)*. SPSS Inc.

قائمة المراجع الانجليزية

- ✱ *Albert K. Kurtz, Samuel T. Mayo (1979). Statistical Methods in Education and Psychology. Springer-Verlag, New York Inc.*
- ✱ *Gerber, Susan B, Kristin E. Voelki, T.W. Aderson and Jenemy D. Finn (1997). SPSS Guide to the New Statistical Analysis of Data, New York, Springer.*
- ✱ *Green, Samuel B. and Neil J. Salkind (1997). Using SPSS for Windows: Analyzing and Understanding Data. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.*
- ✱ *Howitt, Dennis and Duncan Cramer (1996). A Guide to Computing Statistical with SPSS for Windows. New York: Prentice Hall/ Harvester Wheatsheaf.*
- ✱ *James T. McClave, P. George Benson (1983). Statistics for Business and Economics . Dellen Macmillan, Riverside NJ.*
- ✱ *Jemy, J., Foster (1998). Data Analysis using SPSS for windows SAGE Publications, London.*
- ✱ *Kerkpatrick, Lee A., and Brook C. Feeney (1996). Simple Guide to SPSS/PC + for Versions 4.0 and 5.0. Pacific Grove CA: Brooks/Cole.*
- ✱ *(Manual) (2001), SPSS Base 11 User Guide, SPSS Inc.*
- ✱ *(Manual) (1997), SPSS Base 7.5 Application Guide, SPSS Inc.*
- ✱ *(Manual) (1997), SPSS Base 7.5 for Windows User's Guide, SPSS Inc.*
- ✱ *(Manual) (1994), SPSS Advanced Statistics 6.1, SPSS Inc.*
- ✱ *Marija J. Norusis (1993). SPSS for windows, Base System User's Guide Release 6.0 (Manual). SPSS Inc.*

